

**Weiterentwicklung der probabilistischen  
Expositionsmodellierung im Rahmen der  
Langzeitsicherheitsanalyse von  
Endlagern für radioaktive Reststoffe**

D i s s e r t a t i o n

zur Erlangung des Doktorgrades der Naturwissenschaften  
(Doctor rerum naturalium)

vorgelegt von  
Dipl.-Ing. Willy Ciecior  
aus Dresden

genehmigt von der Fakultät für Energie- und Wirtschaftswissenschaften der  
Technischen Universität Clausthal

Tag der mündlichen Prüfung  
28.04.2017

Dekan:	Prof. Dr. rer. nat. habil. Bernd Lehmann
Vorsitzender der Prüfungskommission:	Prof. Dr.-Ing. Norbert Meyer
Erstgutachter:	Prof. Dr. rer. nat. Klaus-Jürgen Röhlig
Zweitgutachter:	Prof. Dr. rer. nat. habil. Gerald Kirchner (Universität Hamburg)

Die vorliegende Arbeit wurde im Fachgebiet Endlagersysteme des Instituts für Endlagerforschung der Technischen Universität Clausthal angefertigt.

## **Eigenständigkeitserklärung**

Hiermit bestätige ich, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel benutzt habe. Die Stellen der Arbeit, die dem Wortlaut oder dem Sinn nach anderen Werken (dazu zählen auch Internetquellen) entnommen sind, wurden unter Angabe der Quelle kenntlich gemacht.





**Life is uncertain - eat dessert first!**

Ernestine Ulmer (1892-1987)



---

## Danksagung

Mein herzlichster Dank gilt Herrn Prof. Klaus-Jürgen Röhlig für die Überlassung des Themas und die großzügigen Freiheiten bei dessen Konkretisierung sowie für die sehr intensive Betreuung bei dessen Bearbeitung. Herrn Prof. Gerald Kirchner danke ich vielfach für die bereitwillige Übernahme des Co-Referates und die vielen Vorschläge zur Weiterentwicklung des Themas sowie für die sehr intensive Unterstützung bei der Akquise von Daten.

Herrn Dr. Elmar Plischke gilt mein ganz besonderer Dank für seine allzeitige Unterstützung in allen Fragen zur Mathematik und zur Programmierung mit Matlab®. Des Weiteren bedanke ich mich bei ihm und Frau M. Sc. Eva Krapf für die kritischen Diskussionen und für die Durchsicht des Manuskripts. Besonderen Dank verdient ebenfalls Frau Dipl.-Päd. Gerlinde Gottwald für die aufwendige Durchsicht von großen Teilen dieser Arbeit. Den Herren Dr. Xiaoshou Li und Dr. Javad Ghofrani danke ich für ihre Zeit, die sie sich genommen haben, um mir etwas C++ beizubringen.

Ich danke weiterhin allen, die mich z. T. so bereitwillig und engagiert bei der Akquise von Daten unterstützt haben, insbesondere Frau Dr. Natalia Sanzharova und Frau M. Sc. Rena Mikailova (Russian Institute of Radiology & Agroecology), Frau Dr. Marie Simon-Cornu (Institut de Radioprotection et de Sûreté Nucléaire, Frankreich), Frau Franca Carini (Catholic University of the Sacred Heart, Italien), den Herren Dr. Gerhard Pröhl und Sergey Fesenko (International Atomic Energy Agency) sowie Frau Prof. Brenda Jane Howard (Centre for Ecology & Hydrology, Lancaster Environment Centre, UK). Herrn Dr. Martin Frissel<sup>†</sup> (International Union of Radioecology) gebührt besondere Anerkennung, da durch dessen frühe Initiative zum Aufbau einer einheitlichen Datenbasis auch große Teile dieser Arbeit überhaupt erst realisiert werden konnten.

Ebenfalls danken möchte ich all meinen Kollegen des Instituts für Endlagerforschung für die schöne Zeit: Frau M. A. Anusha Steiner, Frau M. A. Karin Tiedge, Frau Amala Leinemann, Herrn Dipl.-Geol. Saleem Chaudry, Herrn Dipl.-Ing. Sebastian Kuhlmann, Herrn Dipl.-Ing. Heidar Gharbieh, Herrn M. Sc. Dirk Herrwig, Herrn Prof. Kurt Mengel, Herrn Dr. Karl Strauß, Frau Dr. Ina Voss, Herrn Dr. Thomas Schirmer, Frau Dipl.-Ing. (FH) Dietlind Nordhausen, Frau Silke Schlenczek, Herrn Techniker Klaus Hermann, Herrn B. Sc. Christian Müller, Frau Bianca Schwarz, Frau Ute Seute, Frau B. Sc. Michele Jungmann, Frau PD Dr. Elke Bozau und Frau M. Sc. Christina Hemme. Ich bin gern hier gewesen!

Meiner lieben Anna, meiner Familie vielen Dank für alles, meinem Vater *in Memoriam*.

Danken möchte ich auch dem Steuerzahler - für die Finanzierung meiner Stelle und die Mittel, die ich zum Gelingen dieser Arbeit benötigt habe. Ich hoffe, dass diese einen Nutzen bringt.



---

## Abstract

Die Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe basiert u. a. auf einer Modellierung der Freisetzungen von Nukliden aus der Abfallmatrix sowie des nachfolgenden Transports durch das Nah- und Fernfeld des Endlagersystems bis in den belebten Teil der Umwelt. Zur anschließenden Konvertierung der Nuklidfreisetzung in ein Gefahrenpotential (z. B. in eine effektive Dosis) werden ein konzeptuelles Biosphären- und ein mathematisches Expositionsmodell verwendet. Die Parametrisierung des mathematischen Modells kann dabei sowohl deterministisch als auch probabilistisch mittels Verteilungen und anschließender Monte-Carlo-Simulation erfolgen. Jedoch existiert bis zum heutigen Tage, insbesondere im Rahmen der probabilistischen Sicherheitsanalyse für tiefegeologische Endlager, kein einheitliches Vorgehen zur Ableitung der zu verwendenden Verteilungen - die durch den Analysten verwendeten Verteilungen sind meist nach persönlicher Überzeugung gewählt und hinsichtlich der zugrundeliegenden Natur des eigentlichen Modellparameters oft unlogisch. Jedoch sind Endergebnisse z. T. sehr vom Typ der gewählten Verteilungen der Eingabeparameter abhängig. Des Weiteren existieren kaum Untersuchungen zum Einfluss von Interaktionen und Korrelationen oder anderen Abhängigkeiten zwischen den radioökologischen Eingangsparametern des Modells. Im Rahmen des Promotionsvorhabens wurden daher die Auswirkungen unterschiedlicher Typen an Eingangsverteilungen (empirisch, parametrisch) für verschiedene Modellparameter sowie der Einfluss von Interaktionen und z. T. Korrelationen zwischen den Eingangsparametern auf die Ergebnisgröße der mathematischen Expositionsmodellierung analysiert. Der Einfluss des Typs einer Verteilung zur Repräsentation der Variabilität des physikalischen Eingangsparameters sowie deren Interaktionen und Anhängigkeiten konnten diesbezüglich als untergeordnet relevant identifiziert werden. Mittels Monte-Carlo-Simulation der zweiten Ordnung wurden jedoch die Zusammensetzung der entsprechenden Stichproben bzw. das Zustandekommen der zur Konstruktion von parametrischen Verteilungen zu verwendenden Momenten als die wesentlichen Faktoren zur Beeinflussung von Resultaten eruiert. Demnach übersteigt der gemeinsame Einfluss aus der Ungewissheit eines physikalischen Parameters (der Zusammensetzung bzw. der Momente der zugehörigen Stichprobe) und dessen Variabilität (dem Typus der gewählten empirischen oder parametrischen Verteilung) den Einfluss der Variabilität allein um ein Vielfaches. Diese Erkenntnisse sollten zukünftig bei probabilistischen Ansätzen der Expositionsmodellierung im Rahmen von Langzeitsicherheitsanalysen von Endlagern für radioaktive Reststoffe berücksichtigt werden.

---

## Inhaltsverzeichnis

	Seite
Abkürzungsverzeichnis	xii
Symbolverzeichnis und Notation	xv
1 Einleitung	1
2 Ungewissheit und Variabilität	5
3 Grundlagen der Sensitivitäts- und Unsicherheitsanalyse	8
3.1 Einführung in die Monte-Carlo-Simulation	8
3.2 Konstruktion von Verteilungen	10
3.3 Parametersampling	16
3.4 Unsicherheitsanalyse	18
3.5 Sensitivitätsanalyse	19
3.6 Einfluss von Abhängigkeiten und Interaktionen zwischen Eingangsparametern	23
4 Beschreibung des konzeptuellen und mathematischen Modells	26
5 Rechnerische Implementierung	35
6 Simulation, Ergebnisse und Diskussion	37
6.1 Allgemeine Vorgehensweise	37
6.2 Parametrisierung	38
6.2.1 Nuklid- bzw. Element-unspezifische Parameter	38
6.2.2 Nuklid-spezifische Parameter	43
6.2.3 Element-spezifische Parameter	45
6.2.3.1 Konstruktion parametrischer Verteilungen mittels geometrischer Momente	48
6.2.3.2 Konstruktion parametrischer Verteilungen mittels arithmetischer Momente	50
6.2.3.3 Konstruktion parametrischer Verteilungen mittels Grenzen	50
6.2.4 Abhängigkeiten und Interaktionen	55
6.3 Deterministische Simulation	56
6.3.1 Ergebnisse	56
6.3.2 Sensitivitätsanalyse	56
6.4 1-D Monte-Carlo-Simulation mittels parametrischer Verteilungen	59
6.4.1 Unsicherheitsanalyse	59
6.4.2 Sensitivitätsanalyse	61
6.4.3 Kurzzusammenfassung und Kurzausblick	77

---

6.5	1-D Monte-Carlo-Simulation mittels empirischer Verteilungen	78
6.5.1	Konstruktion empirischer Verteilungen	78
6.5.2	Unsicherheitsanalyse	86
6.5.3	Sensitivitätsanalyse	87
6.5.4	Kurzzusammenfassung und Kurzausblick	91
6.6	2-D Monte-Carlo-Simulation mittels parametrischer Verteilungen	91
6.6.1	Konstruktion parametrischer Verteilungen für Momente	93
6.6.2	Unsicherheitsanalyse	101
7	Vergleich der Ergebnisse und Diskussion	104
8	Zusammenfassung und Ausblick	106
	Tabellenverzeichnis	109
	Abbildungsverzeichnis	111
	Anhangverzeichnis	115
	Anhangverzeichnis Tabellen	116
	Anhangverzeichnis Abbildungen	117
	Literaturverzeichnis	156

---

## Abkürzungsverzeichnis

*- Aufzählung sofern übergeordnet verwendet -*

AM	arithmetisches Mittel, arithmetisches Moment
ANDRA	Agence Nationale pour la Gestion des Déchets Radioactifs (French national radioactive Waste Management Company)
AVV	Allgemeine Verwaltungsvorschrift
BDCF	Biosphere Dose Conversion Factor
BGR	Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe
BIOMOSA	Biosphere Models for Safety assessment of radioactive waste disposals
BMU	Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit
CDF	kumulative Verteilungsfunktion
CI	Konfidenzintervall
CV	Variationskoeffizient
DCF	Dosiskonversionsfaktor
DESTATIS	Statistisches Bundesamt
EDF	empirische Verteilungsfunktion
ERICA	Environmental Risk from Ionising Contaminants - Assessment and Management
EASI	Effective Algorithm for computing global Sensitivity Indices
EPRI	Electric Power Research Institute
EW	Erwartungswert
FAST	Fourier-Amplitude-Sensitivity-Test



---

FAO	Food and Agriculture Organization of the United Nations
FM	Feuchtmasse
GM	geometrisches Mittel, geometrisches Moment
GSD	geometrische Standardabweichung
HDMR	High Dimensional Model Representation
HLW	High Level nuclear Waste
IAEA	International Atomic Energy Agency
ICRP	International Commission on Radiological Protection
IUR	International Union of Radioecology
LHS	Latin-Hypercube-Sampling
LILW	Low and Intermediate Level nuclear Waste
LN	logarithmische Normalverteilung
LU	logarithmische Gleichverteilung
MCS	Monte-Carlo-Simulation
MW	Modalwert
OECD-NEA	Organisation for Economic Co-operation and Development-Nuclear Energy Agency
ODE	gewöhnliche Differenzialgleichung
PDF	Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion
QMS	Quasi-Monte-Carlo-Sampling
RBD	Random Balance Design
RSK	Reaktor-Sicherheitskommission

---

SCK•CEN	Studiecentrum voor Kernenergie•Centre d'Étude de l'énergie Nucléaire (Belgian nuclear research centre)
SD	Standardabweichung
SRS	Simple-Random-Sampling
SSM	Strål Säkerhets Myndigheten (Swedish Radiation Safety Authority)
SSK	Strahlenschutzkommission
T	Dreiecksverteilung
TLN	beschnittene logarithmische Normalverteilung
TM	Trockenmasse
TN	beschnittene Normalverteilung
UNSCEAR	United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation
USDOE	United States Department of Energy

---

## Symbolverzeichnis und Notation

- Aufzählung sofern übergeordnet verwendet -

### Allgemeine Symbole

$\theta$	Erwartungswert einer logarithmischen Normalverteilung
$\delta$	Standardabweichung einer logarithmischen Normalverteilung
$i, k, m, n$	natürliche Zahl
$r$	Zusammenhangsmaß
$R^2$	Bestimmtheitsmaß
$S_i$	Sensitivitäts-Index nach Sobol'
$s_x$	korrigierte Standardabweichung einer Stichprobe
$s_y$	empirische Standardabweichung der logarithmisch transformierten Stichprobe
$x$	Element einer Stichprobe, Eingabeparameter eines mathematischen Modells
$y$	logarithmisch transformiertes Element einer Stichprobe
$\bar{x}$	arithmetisches Mittel einer Stichprobe
$\bar{y}$	arithmetisches Mittel einer logarithmisch transformierten Stichprobe
$X, Y$	Zufallsvariable
$X_n, Y_n$	Realisierung einer Zufallsvariable
$\mathbf{X}$	Zufallsvektor des Eingabeparameters
$Z$	Zielgröße
$\mathbf{Z}$	Zufallsvektor der Zielgröße

---

## Spezielle Symbole

$A_k$	(spezif.) Aktivitätseintrag in ein Umweltmedium $k$	Bq/d; Bq/m <sup>2</sup> a
$C_d$	Staubkonzentration	kg/m <sup>3</sup>
$C_k$	Aktivitätskonzentration eines Umweltmediums $k$	Bq/kg TM (FM); Bq/l
$C_{par}$	Partikelkonzentration	kg TM/l
$d$	vertikale Mächtigkeit	m
$DCF$	Dosiskonversionsfaktor	Sv/a pro Bq/l
$E$	effektive Dosis	Sv/a
$f_{ba}$	Bioakkumulationsfaktor	d/kg
$f_{bc}$	Biokonzentrationsfaktor	m <sup>3</sup> /kg
$f_d$	Verdünnungsfaktor	-
$f_e$	Anreicherungsfaktor	-
$f_{int}$	Interzeptionsfaktor	-
$f_{sp}$	Boden-Pflanze-Transferfaktor	Bq/kg TM (FM) pro Bq/kg TM
$f_t$	Translokationsfaktor	-
$g$	Effektivdosiskoeffizient	Sv/Bq; Sv/h pro Bq/m <sup>3</sup>
$K_d$	Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizient	l/kg TM
$K_{d,sw}$	Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient	l/kg TM
$\lambda_m$	Bodenmigrationsrate	1/a
$\lambda_n$	Zerfallskonstante	1/a
$\lambda_s$	Sedimentationsrate	1/a
$\lambda_t$	Umwälzungsrate	1/a

---

$\lambda_w$	Abwitterungs-Konstante	1/d
$M_{ing}$	inkorporierte Masse	kg FM/d; kg FM/a
$\rho$	Roh- bzw. Schüttdichte	kg TM/m <sup>3</sup>
$S_{sw}$	spezif. Sedimentation	kg/m <sup>2</sup> a
$\theta_s$	volumetrischer Wassergehalt	l/m <sup>3</sup>
$t$	(spezif.) Zeitraum	h/a; d; a
$V_{eva}$	Evapotranspirationsvolumen	m <sup>3</sup> /m <sup>2</sup> a
$V_{inf}$	Infiltrationsrate	m/a
$V_{ing}$	inkorporiertes Volumen	l/d; l/a
$V_{inh}$	inhaliertes Volumen	m <sup>3</sup> /h
$V_{irr}$	Bewässerungsvolumen	l/m <sup>2</sup> a; m <sup>3</sup> /m <sup>2</sup> a
$V_{pre}$	Niederschlagsvolumen	m <sup>3</sup> /m <sup>2</sup> a
$Y_p$	pflanzlicher Ertrag	kg FM/m <sup>2</sup> a

---

# 1            **Einleitung**

Die Sicherheitsanalyse als zentrales Instrument des Sicherheitsnachweises (Safety Case) für Endlager für radioaktive Reststoffe beinhaltet u. a. die Betrachtung und Bewertung des Verhaltens eines Endlagersystems nach Verschluss unter verschiedenen Belastungssituationen (Szenarien), die in Anlehnung an die internationale Vorgehensweise u. a. anhand einer Kalkulation von Radionuklidfreisetzungen aus der Abfallmatrix in das Nahfeld des Endlagers und einer anschließenden Transportmodellierung durch das Wirtsgestein und das Deckgebirge bzw. Fernfeld/Geosphäre bis in den belebten Teil der Umwelt (Biosphäre) erfolgt (RÖHLIG ET AL. 2012). Die Biosphäre bildet somit das letzte Kompartiment des zu modellierenden Systems<sup>1</sup>. Diesem finalen Abschnitt wird in diesem Zusammenhang keine Sicherheitsfunktion beigemessen. Einschätzungen zur Zuverlässigkeit der Sicherheitsfunktionen bzw. der Robustheit des Endlagers erfolgen im Safety Case u. a. anhand einer Bewertung eingehaltener oder überschrittener Schutzziele (z. B. Grenzwerte für Sicherheitsindikatoren wie die jährliche effektive Dosis) hinsichtlich von aus der potentiellen Radionuklidfreisetzung resultierenden Auswirkungen auf die Schutzgüter (IAEA 1994a, 2011, NEA 2012, ICRP 2013). Zukünftigen Generationen wird in diesem Kontext mindestens der gleiche Schutzstandard wie für die gegenwärtige Bevölkerung zugesprochen (ICRP 2013, BMU 2010). Für in der Zukunft am Standort des Endlagers lebende repräsentative Personen werden in diesem Zusammenhang gegenwärtig gültige Dosis- und Risikobeschränkungen als Kriterien für Sicherheitsindikationen herangezogen (ICRP 2013, BMU 2010). Aufgrund der innerhalb der Sicherheitsanalyse zu betrachtenden Gesamtzeiträume von hunderttausend bis zu einer Million Jahren nach Verschluss des Endlagers sind durch vielfältige (klimatische, geologische, anthropogene) Faktoren induzierte Veränderungen der physikochemischen Biosphäre und somit der Expositionsbedingungen zu berücksichtigen (PINEDO ET AL. 2005). Übergeordnete Ziele der Analyse von Vorgängen innerhalb der Biosphäre (Biosphere Assessment, Biosphere Analysis) im Rahmen des Sicherheitsnachweises bzw. der Sicherheitsanalyse von Endlagern bilden somit:

- das Verstehen und Beschreiben der gegenwärtigen Umwelt am Standort des Endlagers,
- die Nutzung des Wissens um belastbare Annahmen zur zukünftigen Entwicklung des Standortes anhand einer möglichst konsistenten Biosphärenmodellierung zu treffen und
- die quantitative Schätzung von aus den potentiellen Freisetzungen des Endlagers resultierenden zukünftigen Dosen bzw. Risiken des Menschen (und nicht-menschlicher Biota) im Rahmen einer radiologischen, eventuell chemotoxischen Konsequenzanalyse.

---

<sup>1</sup> Die Deklaration der Biosphäre als Bestandteil des Endlagersystems ist international umstritten.

---

Die Behandlung von Unsicherheiten (Ungewissheiten) ist in diesem Zusammenhang ein integraler Bestandteil der Analyse, damit Einschätzungen zur Belastbarkeit der Aussagen bezüglich der Entwicklung und des Verhaltens jeden einzelnen Kompartiments bzw. Abschnitts (Abfallmatrix, Nah- und Fernfeld bzw. Geosphäre sowie Biosphäre) sowie der Sicherheit des Gesamtsystems vorgenommen werden können. Veränderungen und Vorgänge im Nahfeld des Endlagers (z. B. Zersetzung der Glasmatrix, Korrosion der Abfallgebinde, Stabilitätsänderungen der Verschlussbauwerke) können dabei innerhalb einer Million Jahre, Entwicklungen und Vorgänge in der Geosphäre (Diffusions- und Advektionstransport in Aquitarden und Aquiferen) innerhalb einiger zehn- bis hunderttausend Jahre nach Verschluss des Endlagers anhand einer systematischen Szenarienentwicklung und mathematischen Modellierung der beteiligten gekoppelten chemischen und physikalischen Prozesse näherungsweise prognostiziert werden (NEA 2006). Die Biosphäre bildet aufgrund der Vielzahl an möglichen zukünftigen Entwicklungen des Umweltsystems, der Bandbreite möglicher unbekannter zu Exposition führender menschlicher Aktivitäten (Expositions-Charakteristika) sowie der inhärenten vielfältigen physikochemischen und biophysikalischen Migrationsvorgänge einen der mit den stärksten Unsicherheiten (Ungewissheiten) behafteten Abschnitt innerhalb der gesamten numerischen Modellierung (ANDRA 2005). Insbesondere die fundierte Prognose der Evolution der Oberfläche mittels mathematisch-physikalischen Methoden ist nur für einen Zeitraum von maximal einigen hundert Jahren möglich (NEA 2006). Eine Prognose der zu potentieller Exposition führenden menschlichen Aktivitäten bzw. des Verhaltens zukünftiger am Standort lebender Individuen wird ebenfalls ausschließlich bis zu einem Zeitraum von maximal einhundert Jahren nach Verschluss des Endlagers als valid betrachtet (IAEA 2003, NEA 2006). Unsicherheiten (Ungewissheiten) bezüglich der Vorhersagen wachsen rapide mit den jeweiligen darauffolgenden Zeiträumen - zu kalkulierende Endpunkte bilden somit lediglich eine Indikation zukünftiger, aus Freisetzung und Distribution resultierender, radiologischer oder chemotoxischer Belastungen. Jedoch wird der Einfluss von Ungewissheit und Variabilität<sup>2</sup> in den Eingangsparametern der radioökologischen Modellierung nach ersten Untersuchungen seitens SEMIOSHKINA ET AL. (2012) als gleichwertig bzw. stärker gegenüber den modellhaften Auswirkungen klimatischer Änderungen der Biosphäre auf die zu berechnenden Endergebnisse eingeschätzt.

In diesen Kontext nimmt z. B. der Boden-Pflanze-Transferfaktor (IAEA 2009) als radioökologischer Parameter zur vereinfachten Beschreibung der komplexen Übergangsprozesse von Nukliden innerhalb der Modellierung eine Sonderstellung ein. Das Kompartiment Boden bildet aufgrund der möglichen hohen Anreicherung über lange Zeiträume den zweiten Quellterm nach dem Grundwasser bzw. den ersten direkten Quellterm innerhalb der oberflächlichen Umwelt und somit den jeweiligen

---

<sup>2</sup> Epistemische Unsicherheiten werden im Folgenden als Ungewissheiten, aleatorische Unsicherheiten als Variabilität bezeichnet.

---

Eintrittspunkt in die entsprechenden nachfolgenden Wirkungspfade. Hohe Aktivitätstransfers aus dem Boden in die nachfolgenden Kompartimente führen daher zwangsläufig auch zu hohen Konzentrationen in ebendiesen und somit möglicherweise ebenfalls zu höheren Dosen für eine repräsentative Person. Die Übergangsprozesse zwischen Boden und Wurzel und damit der Boden-Pflanze-Transferfaktor selbst unterliegen dabei einer Vielzahl von z. T. Standort-spezifischen Einflussfaktoren (ELKHEN & KIRCHNER 2002, IAEA 2009): (1) den Eigenschaften des Bodens (pH, Redoxpotential, Textur, organischer Kohlenstoff-Gehalt, Ionenstärke etc.), (2) den physikochemischen Eigenschaften des Nuklids (Oxidationsstufe etc.), (3) den Eigenschaften des Quellterms bzw. der Art der Deposition (Zusammensetzung, Konkurrenzprozesse), (4) dem zeitlichen Ablauf der Deposition, (5) der Physiologie des Pflanzentypus sowie (6) den Pflanzenkultivierungsbedingungen (z. B. Einsatz von Düngemitteln, landwirtschaftliche Praktiken wie Pflügen etc.). Jedoch sind einige dieser Einflussfaktoren zwischen den verschiedenen Standorten sehr heterogen und am gleichen Standort zudem räumlich sehr variabel sowie in relativ kurzen Zeiträumen durch den Wechsel der klimatischen Bedingungen komplett veränderbar. Zudem führen schon unterschiedliche Methoden der Datenerhebung an gleichen Standorten z. T. zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen (IAEA 2006), somit sind die betroffenen Parameter mit enormen epistemischen und aleatorischen Unsicherheiten behaftet<sup>3</sup>. Literaturwerte des Boden-Pflanze-Transferfaktors für den gleichen Boden- und Pflanzentypus variieren z. T. um Bandbreiten über mehrere Größenordnungen. Jedoch erfolgt gleichwohl überwiegend die ausschließliche Dokumentation der Bodentextur und des Pflanzentypus, seltener der sonstigen Eigenschaften des Standortes oder der entsprechenden Messmethodik in den radioökologischen Datensammlungen (wie z. B. IAEA 2009, 2010). Darüber hinaus werden diese Bodentextur- und Pflanzen-spezifischen Daten oft als einheitliche Stichprobe zur Bestimmung statistischer Momente, überwiegend dem arithmetischen oder geometrischen Mittel sowie den entsprechenden Standardabweichungen, verwendet. Die arithmetischen Mittel als Schätzer für den Erwartungswert gehen anschließend in eine deterministische radioökologische Modellierung ein. Mittelwerte sind diesbezüglich jedoch sehr anfällig gegenüber Extremwerten bzw. Ausreißern. Bei nicht repräsentativen Stichprobenumfängen und der dabei möglicherweise überwiegenden Berücksichtigung „extremer“ Bedingungen führt dies ggf. dazu, dass ein Extremum als Schätzer des Parameters angenommen wird und somit möglicherweise auch, dass unter- oder überschätzte Ergebnisse der Modellierung erhalten werden. Die Überschätzung eines Sicherheitsindikators im Rahmen eines Standortauswahlverfahrens führt dabei wiederum möglicherweise zur Behinderung des Optimierungsprozesses (also der Vermeidung

---

<sup>3</sup> Zum Vergleich wären die innerhalb der Modellierung oft genutzten Biokonzentrationsfaktoren überwiegend von der physiologischen bzw. anatomischen Variabilität des Organismus oder der Frequenz der Inkorporation des Nuklids abhängig, somit relativ Standort-unspezifisch und ergo generisch verwendbar (siehe z. B. WARD & JOHNSON 1986). Gleiches gilt für die Dosiskoeffizienten (z. B. ICRP 2012) des „Reference Man“ (z. B. ICRP 1975, 2002), die überwiegend von den abweichenden interindividuellen physiologischen bzw. anatomischen Gegebenheiten abhängig sind.



---

unnötiger Anpassungen der technischen Endlager-Konzepte) und damit möglicherweise nicht zur Wahl des Standortes oder Konzepts mit bestmöglicher Sicherheit (KÜPPERS 2008). Bei einer Unterschätzung leidet ebenso das Vertrauen des Safety Case bzw. dessen Robustheit im Rahmen des Genehmigungsverfahrens.

Mittels probabilistischer Ansätze (Monte-Carlo-Simulationen, MCS) zur Modellierung der Radionuklidmigration in der Biosphäre und der anschließenden Schätzung von radiologischen Konsequenzen innerhalb von Sicherheitsanalysen (z. B. EPRI 2002, AVILA ET AL. 2010, WALKE ET AL. 2011) könnte, gegenüber der deterministischen Vorgehensweise, eine Reduzierung konservativer Annahmen erfolgen (SMITH ET AL. 2008, KIRCHNER & STEINER 2008, BARTHEL & THIERFELDT 2012). Seitens der ICRP (2006b, 2007) wird eine Systemoptimierung generell durch eine realistische Expositionsmodellierung anhand der prinzipiellen Anwendung von Probabilistik bzw. der Ableitung von Verteilungen beteiligter radioökologischer Parameter empfohlen. In vielen Fällen basiert die Genese parametrischer Verteilungen jedoch wiederum auf entsprechenden Punktschätzern einer sonst in ihren Eigenschaften unbekannten Grundgesamtheit und somit auf der subjektiven (persönlichen) Entscheidung des beteiligten Analysten, zudem fehlt oft die Begründung zur Wahl eines bestimmten parametrischen Verteilungstyps (MISHRA 2002). Nach HOFFMANN (1996) sowie AVILA & BROED (2009) stellt jedoch die Wahl des Typs der Verteilung möglicherweise einen sehr relevanten Faktor zur Beeinflussung der Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation dar.

Der Fokus der vorliegenden Arbeit soll daher auf der adäquaten sowie repräsentativen Konstruktion von Verteilungen für einige wesentliche Parameter der Expositionsmodellierung und somit in der Vermeidung unter- oder überschätzter Ergebnisse der Expositionsmodellierung liegen. Damit wird ebenfalls eine Optimierung des gesamten Endlagersystems unterstützt. Der dahingehende methodische Ansatz beinhaltet: (1) die Nutzung eines dem Stand von Wissenschaft und Technik entsprechenden konzeptuellen, generischen sowie weitgehend konsistenten Expositionsmodells, dessen mathematische Umsetzung und rechentechnische Implementierung, (2) die probabilistische Variation der verwendeten physikalischen Parameter für zwei Referenznuklide, (3) die Analyse zur Sensitivität der physikalischen Parameter und dem Vergleich bei Wahl unterschiedlicher parametrischer und empirischer Verteilungen ebendieser sensitiven physikalischen Parameter bezüglich den kalkulatorischen Endpunkten innerhalb einer 1-D Monte-Carlo-Simulation sowie (4) die Verwendung von Intervallschätzern zur Konstruktion parametrischer Verteilungen für eine Auswahl radioökologischer Parameter und die anschließende Bestimmung der Ungewissheit und der Variabilität im Ergebnis einer 2-D Monte-Carlo-Simulation. Letztendlich erfolgen damit auch die Schaffung eines Beitrages zum gegenwärtigen allgemeinen radioökologischen Systemverständnis und die Weiterentwicklung der bisher angewandten probabilistischen Expositionsmodellierung.

---

## 2 Ungewissheit und Variabilität

Die Entwicklung eines Endlagersystems basiert auf den Konzepten der Robustheit und der Zuverlässigkeit. Dies impliziert insbesondere, dass in deren Verhalten schwer verständliche sowie schlecht zu prognostizierende („unsichere“) Komponenten und Konzepte zu vermeiden sind (MÖNIG ET AL. 2012). Wie bereits in Kap. 1 angedeutet, sind Unsicherheiten generell innerhalb eines jeden Kompartiments des Endlagersystems vorhanden. Eine Klassifikation von Unsicherheiten kann dabei nach deren Herkunft bzw. nach deren Ursache sowie im Hinblick auf deren Einfluss auf das Verständnis und die Modellierung der zukünftigen Entwicklung und des zukünftigen Verhaltens des Endlagersystems vorgenommen werden. In dieser Hinsicht wird im Allgemeinen nach: (1) Szenarienunsicherheiten, (2) Modellunsicherheiten und (3) Daten- bzw. Parameterunsicherheiten unterschieden (NEA 1991). Zudem kann jede der Unsicherheiten gemäß ihrem spezifischen Charakter weiterhin in aleatorische sowie epistemische Unsicherheiten unterteilt werden (CULLEN & FREY, 1999, FREY & BURMASTER 1999, USEPA 2001, GALSON & KHURSHEED 2007, KIRCHNER & STEINER 2008):

- aleatorische (zufällige) Unsicherheiten stehen in Verbindung mit der Zufälligkeit von (statistischen) Ereignissen bzw. deren tatsächlicher Heterogenität (Diversität). Eine exakte Prognose dieser Ereignisse wird als unmöglich eingestuft, diesbezügliche Unsicherheiten sind somit nicht reduzierbar. In der Literatur ebenfalls verwendete Synonyme für nicht-reduzierbare Unsicherheiten sind stochastische oder Typ-A-Unsicherheiten, Variationen, statistische Ungenauigkeit sowie **Variabilität**. Es kann dahingehend weiterhin in deren Ursachen unterschieden werden: (1) die räumliche Variabilität (z. B. der Landschaft), (2) die zeitliche Variabilität (z. B. innerhalb eines Nachweiszeitraumes) sowie (3) die interindividuelle Variabilität (z. B. die physiologischen und anatomischen Unterschiede sowie die Ernährungsgewohnheiten von Individuen innerhalb einer menschlichen Population),
- epistemische (dem Wissen bzw. der Erkenntnis zugeordnete) Unsicherheiten spiegeln den Stand der Kenntnisse über relevante Prozesse sowie deren zugehörige Daten wider. Diese Unsicherheiten sind prinzipiell anhand ergänzender Aktivitäten zur Charakterisierung des Standortes, in-Situ- und Laborexperimenten, Demonstrationen sowie zusätzliche Messungen etc. reduzierbar. Sie werden ebenso als subjektive oder Typ-B-Unsicherheiten sowie als **Ungewissheiten** bezeichnet.

Eine exakte Trennung dieser Klassen von Unsicherheiten ist jedoch meist schwierig. Die Grenze zwischen Variabilität und Ungewissheit ist oft fließend und damit u. a. abhängig von der persönlichen Betrachtung des Analysten. In diesen Zusammenhang fehlt häufig auch eine genauere

---

Dokumentation. Es wird generell versucht möglichst viele Unsicherheiten über die Eingangsparameter eines mathematischen Modells abzubilden. Möglichkeiten zur Berücksichtigung der Unsicherheit in den Eingangsparametern und damit auch in den Ergebnissen bilden dabei die Verwendung: (1) einzelner konservativer Punktschätzer als Expertenschätzungen oder hohe Perzentile bis zu Maximalwerten vom statistischen Daten, (2) einzelner realistischer Punktschätzer (auch phänomenologischer Wert oder „Best Guess“) als arithmetischer Mittel- oder Medianwert einer statistischen Verteilung sowie (3) von Verteilungen mit anschließender Monte-Carlo-Simulation.

Werden deterministische Eingangsparameter verwendet, resultiert als Ergebnis der Modellierung ebenfalls ein Punktschätzer bzw. eine deterministische Zielgröße. Wie in der Einleitung angedeutet, impliziert die Nutzung deterministischer Werte jedoch eine Reihe von Nachteilen. Die Nutzung pessimistischer Werte in den Eingangsparametern führt durch das Auftürmen der Konservativitäten zu einen „Worst Case“ im Ergebnis der Modellierung<sup>4</sup>. Laut den deutschen Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle (BMU 2010) sind daher *„für die numerische Analyse des Langzeitverhaltens des Endlagers im Hinblick auf [...] radiologische Konsequenzen [...] deterministische Rechnungen auf der Basis einer möglichst realitätsnahen Modellierung (z. B. Medianwerte als Eingangsparameter) [mit] Zielsetzung [...] der] Optimierung eines Endlagersystems [durchzuführen]“*. Bei Verwendung von optimalen Schätzern der Eingangsparameter bestehen, um einen möglichst optimalen Schätzer der Zielgröße zu erhalten, jedoch wiederum entsprechende Anforderungen an deren Erwartungstreue, Konsistenz, Suffizienz und (asymptotische) Effizienz. Hierbei wären beispielweise schon arithmetische Mittelwerte äußerst sensibel gegenüber Ausreißern. Die Verwendung des optimalen Schätzers bzw. des „Best Guess“-Wertes als Eingangsgröße einer Modellierung führt damit möglicherweise nicht zur adäquaten Berücksichtigung der Unsicherheiten, somit zu einer möglichen Unterterminierung des rechnerischen Ergebnisses und demzufolge auch zur eventuellen Schwächung der eigentlichen Sicherheitsargumentation. Die Bestimmung einer Zielgröße (z. B. eines Dosiskonversionsfaktors) könnte dahingehend auch durch stochastische Ansätze bzw. die probabilistische Variation der beteiligten Parameter des für die Konsequenzanalyse zugrunde gelegten radioökologischen Modelles verfolgt werden. In radioökologischen Modelle bilden dabei nahezu alle Eingangsparameter Zufallsvariablen der zweiten Ordnung, charakterisiert sowohl durch aleatorische als auch epistemische Unsicherheit (KIRCHNER & STEINER 2008). Dies gilt insbesondere für den Boden-Pflanze-Transferfaktor, hier aufgrund der räumlichen und zeitlichen Variabilität von dessen Einflussfaktoren am gleichen Standort sowie der sonstigen unterschiedlichen Eigenschaften

---

<sup>4</sup> Das Produkt der 95-Perzentile zweier Eingangsgrößen ergibt z. B. ein höheres als das 95-Perzentil der Ergebnisgröße, Das Produkt der Erwartungswerte ergibt jedoch näherungsweise auch den Erwartungswert des Ergebnisses.

---

zwischen verschiedenen Standorte. Eine Abbildung der Unsicherheit wird hierbei mittels Verteilungen ermöglicht. Die Verteilung selbst reflektiert in diesem Zusammenhang jedoch überwiegend oder ausschließlich die Variabilität des Modellparameters (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Die Ungewissheit könnte dahingehend durch die Momente der Verteilung (z. B. den Mittelwert und die Standardabweichung), welche wiederum eine Zufallsvariable repräsentieren, dargestellt werden (FREY & BURMASTER 1999). In diesem Fall erfolgt eine Fortpflanzung der separierten aleatorischen und epistemischen Unsicherheiten durch das Modell, mit anschließender Schätzung der Variabilität und der Ungewissheit in den Resultaten durch eine Monte-Carlo-Simulationen der zweiten Ordnung (oder auch der zweiten Dimension<sup>5</sup>).

---

<sup>5</sup> Die Bezeichnung „zweidimensional“ bezieht sich in diesem Zusammenhang auf die Erweiterung des Ergebnisraumes.

---

### 3 Grundlagen der Sensitivitäts- und Unsicherheitsanalyse

Unsicherheiten sind, wie bereits mehrfach erwähnt, innerhalb jeden Kompartiments des Endlagersystems zu berücksichtigen. Dies betrifft insbesondere die verwendeten Eingangsparameter der numerischen Modellierung und damit auch die Ergebnisse der Kalkulationen. Eine Behandlung Unsicherheiten wird dabei beispielweise durch die Variation von deterministischen Werten sowie durch stochastische Methoden, wie der Verwendung von Verteilungen für die Eingangsparameter der Modellierung mit einer anschließenden Quantifizierung des Einflusses der Unsicherheit in den Endpunkten ermöglicht. Nach MÖNIG ET AL. (2012) bilden insbesondere die probabilistischen Techniken auch praktikable Ansätze zur Behandlung epistemischer Unsicherheiten.

Hinsichtlich der probabilistischen Ansätze erfolgt nunmehr eine Einführung in die zugrundeliegende Monte-Carlo-Simulation, der sich eine Erläuterung zur Ableitung entsprechender Verteilungen anschließt, gefolgt von einem Überblick der Möglichkeiten zur Auswahl einzelner Parameterwerte (Sampling). Letztendlich werden die Ansätze der Sensitivitäts- und Unsicherheitsanalyse kurz erläutert.

#### 3.1 Einführung in die Monte-Carlo-Simulation

Monte-Carlo-Methoden (Monte-Carlo-Simulation, Monte-Carlo-Analysen) stellen Verfahren dar, die es erlauben, analytische Probleme (komplexe oder hochdimensionale Anwendungen, z B. zu kernphysikalischen Vorgängen wie dem Neutronentransport) numerisch zu lösen.

Die **einstufige (eindimensionale) Monte-Carlo-Simulation** bezeichnet ein Verfahren zur Durchführung einer Vielzahl von Sequenzen (Realisierungen, Rechenläufen) eines Rechenmodells  $z = f(x_1, \dots, x_k)$  mit nach einem bestimmten Verfahren (Probenahme, Sampling) eruierten Rechensatz (Stichprobe, Sample) einer Zufallsvariablen  $X_j$  eines unbekannten Wertes eines skalaren Modelleingangsparameters  $x_j$ , unter der Annahme einer möglichen generellen Beschreibung der Variationen der Modelleingangsgrößen  $x_j$  durch eine gewählte Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (Probability Density Function, PDF)  $f_{X_j}(x_j)$  bzw. (kumulative) Verteilungsfunktion (Cumulative Density Function, CDF)  $F_{X_j}(x_j)$ . Gemäß HELTON & DAVIS (2000) erfolgt im Rahmen der Monte-Carlo-Simulation zunächst die Ableitung entsprechender Typen der Wahrscheinlichkeitsfunktion sowie die Definition der Wertebereiche der relevanten Eingangsparameter  $x_k$  des Modells (siehe Kap. 3.2) mit

---

anschließender Realisation von (quasi-) zufälligen Parameterkombinationen der entsprechenden Zufallsvariablen  $X_k$  (siehe Kap. 3.3) und darauffolgenden Modellrechnungen für jeden Parametersatz. Das Modellergebnis bildet die Realisierung der statistischen Verteilung einer Zielgröße  $Z = f(X_1, \dots, X_k)$ , ebenfalls darstellbar mittels entsprechender PDF  $f_Z(z)$  oder CDF  $F_Z(z)$ . Bei multiplen Realisationen kann dies ebenso in Matrix-Notation mit  $\mathbf{X} = (x_{ij})_{i=1, \dots, m, j=1, \dots, k}$  und  $\mathbf{Z} = f(\mathbf{X})$  bezeichnet werden. Letztendlich erfolgt die Auswertung der mit den einzelnen Parameterkombinationen erzielten Modellergebnisse z. B. anhand der Verwendung statistischer Kenngrößen (Unsicherheitsanalyse, siehe Kap. 3.4) oder beispielweise mittels der Bestimmung eines Zusammenhangs zwischen Eingang und Ergebnis (Sensitivitätsanalyse, siehe Kap. 3.5). Die Genauigkeit der Zielgröße bzw. deren Annäherung an die realen Verhältnisse steht in direkter Abhängigkeit zur Anzahl der durchgeführten Simulationen.

Die Voraussetzung für die Monte-Carlo-Simulation besteht in der Kenntnis über die Verteilungen der Eingangsparameter. Hierbei erfolgt meist ausschließlich die Berücksichtigung der kombinierten Auswirkungen von Ungewissheit und Variabilität oder die überwiegende Behandlung der Variabilität (repräsentiert durch die Verteilung selbst), jedoch nicht der rein epistemischen Unsicherheit (z. B. bei Verwendung von Punktschätzern als Momente einer parametrischen Verteilung). Dieser Sachverhalt gilt insbesondere bei kleinen Umfängen von Stichproben bzw. bei begrenzter Repräsentativität der Daten. Nun bilden beispielweise jedoch nahezu alle Parameter in radioökologischen Modellen Zufallsvariablen der zweiten Ordnung, charakterisiert sowohl durch Ungewissheit und Variabilität (KIRCHNER & STEINER 2008). Diese können wiederum beispielweise durch „unsichere CDFs“ mathematisch repräsentiert werden. Dabei spiegelt die CDF analog der eindimensionalen MCS die Variabilität des radioökologischen Parameters wider. Die Unsicherheit des Parameters wird zusätzlich über unsichere Momente (z. B. Intervallschätzer des Mittelwertes und der Standardabweichung einer Normalverteilung oder anderer Verteilungstypen) und somit wiederum über Verteilungen und Zufallsvariable abgebildet (FREY & BURMASTER 1999). Dabei erfolgt beispielweise die Zuordnung von entsprechenden Konfidenzintervallen (CI) zu den einzelnen Perzentilen der CDF. Zur Wahl eines Punktschätzers wäre dann sowohl die Bestimmung des Perzentils (als Repräsentation der Variabilität) als auch eines entsprechenden Konfidenzniveaus (als Repräsentation der Unsicherheit) notwendig (KIRCHNER & STEINER 2008). Die separate Analyse der Auswirkungen von Variabilität und Ungewissheit innerhalb des Eingangsparameters wird anschließend durch die Ansätze einer **zweistufigen (zweidimensionalen) Monte-Carlo-Simulation** ermöglicht (siehe z. B. FREY 1992, HOFFMANN & HAMMONDS 1994, BRATTIN ET AL. 1996, BURMASTER & ANDERSON 1994, COHEN ET AL. 1996, FREY & RHODES 1996, USEPA 2001 sowie BARTHEL & THIERFELDT 2012). Dabei wird die Zufallsrealisierung der epistemisch unsicheren Momente entsprechend deren gewählten Verteilungen innerhalb einer äußeren Rechenschleife sowie die

---

Bestimmung der Verteilungen für die Variabilität des Parameters innerhalb einer inneren Schleife mittels der einstufigen Monte-Carlo-Simulation vorgenommen. Innerhalb der inneren Schleife kann auch die Berücksichtigung von Korrelationen oder sonstigen Abhängigkeiten zwischen den Eingangsparametern erfolgen (siehe dazu Kap. 3.6). Die Iteration in der äußeren Schleife führt schließlich zum Erhalt einer Vielzahl an Verteilungen für die Zielgröße. Letztendlich wird wiederum die Bestimmung von Konfidenzintervallen eines bestimmten Konfidenzniveaus der Verteilung für die Zielgröße ermöglicht. Analog kann auch eine Ableitung von Konfidenzintervallen einer bestimmten statistischen Sicherheit erfolgen (BARTHEL & THIERFELDT 2012). 2-D Monte-Carlo-Simulationen bilden gegenwärtig noch keine Standard-Anwendungen im Rahmen der Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe. Beispielhafte Ansätze finden sich jedoch innerhalb des Sicherheitsnachweises für das Waste Isolation Pilot Plant (WIPP) in Carlsbad, USA (siehe HELTON 1994) und innerhalb von radioökologischen Konzeptstudien seitens SIMON-CORNU ET AL. (2015), hier zur Trennung der parametrischen Unsicherheit in den physikalischen Eingangsgrößen und der Variabilität in den (als epistemisch sicher eingestuften) sozialen Parametern des Modells.

### 3.2 Konstruktion von Verteilungen

Im Rahmen probabilistischer Sensitivitäts- und Unsicherheitsanalysen ist zunächst die Zuordnung der unsicherheitsbehafteten Eingangsparameter zu entsprechenden Verteilungsfunktionen oder Wahrscheinlichkeitsdichten bzw. die Definition des Typs der Verteilung sowie ggf. die Eruierung von deren Momenten zwingend notwendig. Eine generelle Prozedur bzw. ein entsprechendes Protokoll für die systematische Ableitung von Verteilungen im Rahmen der Sicherheitsanalyse von Endlagern ist jedoch zum gegenwärtigen Zeitpunkt nicht etabliert (BECKER ET AL. 2009a, RÖHLIG ET AL. 2012). Da der zugrundeliegende Verteilungstyp eines Eingangsparameters jedoch meist unbekannt ist, steigt daher hierbei auch der persönliche Einfluss des beteiligten Analysten. Die Minimierung des persönlichen Einflusses (der Subjektivität) stellt, um auch robuste Ergebnisse der Modellierung zu gewährleisten, somit eine essentielle Aufgabe für die Zukunft dar (BECKER ET AL. 2009a). Nachfolgend werden kurz Ansätze zur Eruierung von Verteilungen der Eingangsparameter erläutert.

Bei Vorlage eines **großen, repräsentativen<sup>6</sup> Umfangs bzw. an qualitativ hochwertigen Daten** ist beispielweise ein Anpassen (ein „Fitting“) von stetigen Verteilungen mittels Verfahren der

---

<sup>6</sup> Kriterien für die Repräsentativität einer Stichprobe sind diesbezüglich nicht eindeutig und nicht einheitlich definiert.

---

(frequentistischen) Statistik möglich. Die allgemeine Vorgehensweise beinhaltet dabei im Wesentlichen:

- die direkte Bestimmung der empirischen Verteilungsfunktion mittels Histogrammen oder Probability-Probability- (P-P)- oder. Quantil-Quantil- (Q-Q)-Plots sowie die anschließende
- Anpassung der empirischen an parametrische Funktionen anhand
  - einer visuellen Beurteilung der Anpassung, z. B. mittels P-P-Plots,
  - der Nutzung von Methoden zur Schätzung der Momente der Verteilung, z. B. mittels linearer Regression, der Momentenmethode, Maximum-Likelihood-Schätzverfahren oder der nichtlinearen Analyse der kleinsten Quadrate und
  - der Bestimmung der Anpassungsgüte ("goodness of fit"), z. B. mittels dem  $\chi^2$ -Test, dem KOLMORGROW-SMIRNOW-Test oder dem ANDERSON-DARLING-Test.

Die **direkte Bestimmung der empirischen Wahrscheinlichkeitsdichte** aus empirisch beobachteten oder erfassten Daten erfolgt dabei generell mittels **Histogrammen**. Diese charakterisieren die Wahrscheinlichkeit als relative oder absolute Häufigkeit von Ereignissen innerhalb bestimmter Intervalle des Wertebereichs. Die Anzahl der Intervalle ist dabei von erheblicher Bedeutung hinsichtlich des Profils des Histogramms selbst. Zur adäquaten Bestimmung der Anzahl an Intervallen siehe z. B. IMAN & CONOVER (1983) und VENABLES & RIPLEY (1997). Die Verwendung des **Quantil-Plots** als empirisch bestimmte Darstellung der CDF hingegen charakterisiert die Wahrscheinlichkeit bezüglich der Lage einer Zufallsvariablen unterhalb eines spezifischen Wertes (MISHRA 2002). Empirische Verteilungsfunktionen von Eingangsparametern werden aufgrund der begrenzten benötigten Annahmen zur Sicherung der Repräsentativität der verfügbaren Datenlage z. T. bevorzugt innerhalb von Monte-Carlo-Simulationen verwendet. Aufgrund der Beschränkung der empirischen CDF auf obere und untere Grenzen (Maximum und Minimum) der empirischen Daten steigt jedoch bei relativ kleiner Anzahl von Beobachtungen die Wahrscheinlichkeit eines inadäquaten Samplings der Ränder der Verteilung (MISHRA 2002).

**Parametrische Verteilungen**, z. B. die (logarithmische) Gleichverteilung, die (logarithmische) Dreiecksverteilung, die (logarithmische) Normal- bzw. GAUß-Verteilung, die POISSON-Verteilung, die WEIBULL-Verteilung sowie die Beta-Verteilung, bilden mathematische Konstrukte zur Zusammenfassung empirischer Daten und erlauben eine Interpolation zwischen den einzelnen Datenpunkten sowie eine Extrapolation über das beobachtete Minimum oder Maximum hinaus. Eine Anpassung empirischer an parametrische Funktionen scheint daher im Allgemeinen auch zielführend. Die **grafische Analyse**, z. B. die Verwendung von **Probability-Plots** ermöglicht dahingehend ein erstes Screening zur Identifikation oder zum Ausschluss möglicher



---

anpassungsfähiger parametrischer Verteilungen. In diesem Rahmen erfolgt ein visueller Vergleich zwischen den Daten bzw. den Quantilen der anzupassenden parametrischen Funktion und der linearen Transformation der hypothetischen empirischen Verteilung. Den simpelsten diesbezüglichen Ansatz in Verbindung mit den zuvor verwendeten Probability-Plots bildet dabei wiederum die Nutzung der **linearen Regressionsanalyse** bzw. die Bestimmung des Anstiegs sowie die Schätzung des Schnittpunkts mit der Ordinate der linear-transformierten Datenwerte der empirischen Funktion mit anschließender Zuordnung jener Werte zu den Momenten der anzupassenden parametrischen Verteilung. Im Rahmen der **Momentenmethode** erfolgt die Schätzung der Momente einer (zuvor gewählten) parametrischen Funktion anhand der direkten Nutzung der Momente aus den zugehörigen Beobachtungsdaten (aus der Stichprobe). Die Momentenmethode ist in ihrer Anwendung somit sehr simpel. Allerdings bildet die möglicherweise eingeschränkte Erwartungstreue des Schätzers einen Nachteil des Verfahrens. Die **nichtlineare Analyse der kleinsten Quadrate** basiert wiederum auf der Schätzung von statistischen Parametern bzw. Momenten durch Minimierung der Differenz zwischen der Summe der Quadratdifferenzen einer beobachteten Verteilungsfunktion und dem Quadrat des Mittelwerts einer prognostizierten CDF. Einschränkungen in der Erwartungstreue der Schätzer ergeben sich jedoch auch hierbei insbesondere aufgrund von Abweichungen der Fehlerstruktur des beobachteten Sachverhaltes von der Normalverteilung. Bei **Maximum-Likelihood-Schätzverfahren** (siehe z. B. FREY & BURMASTER 1999) hingegen erfolgt zunächst die Definition einer Likelihood-Funktion mit anschließender, zur Maximierung der entsprechenden Wahrscheinlichkeit der beobachteten Datenreihe führenden, Anpassung der Momente der gewählten parametrischen Funktion. Das Maximum-Likelihood-Schätzverfahren gilt dabei im Allgemeinen als zweckmäßiger Ansatz zur Optimierung des Schätzwertes bzw. als Verbesserung der ersten Approximation an den wahren Wert. Die letztendliche **Bewertung der Anpassungsgüte** einer empirischen an eine parametrische Wahrscheinlichkeitsfunktion wird mittels spezieller Anwendungen von Hypothesentests unter Annahme einer bestimmten statistischen Signifikanz ermöglicht. Grundlegende Annahme innerhalb aller Verfahren bildet dabei eine unabhängige und identische Verteilung der einzelnen Beobachtungswerte der Datenreihe („independent identically distributed“, i.i.d.). Im Rahmen des  $\chi^2$ -**Tests** nach PEARSON erfolgt beispielweise eine Diskretisierung der Eingangsdaten in Intervalle gleicher Wahrscheinlichkeit mit anschließendem Vergleich der Anzahl an Beobachtungen innerhalb jeden Intervalls mit den zu erwartenden Datenpunkten der parametrischen Funktion. Der  $\chi^2$ -Test ist im Allgemeinen jedoch nicht für kleine Stichprobenumfänge geeignet und sehr sensitiv gegenüber Abweichungen von der Normalverteilung. Der nichtparametrische **KOLMOGOROW-SMIRNOW-Test** basiert hingegen auf dem Vergleich der empirischen mit einer theoretischen CDF des unterstellten Verteilungstyps (CONOVER 1999). Das Maß dieses Hypothesentests bildet dabei die maximale

---

Differenz zwischen der beobachteten empirischen und der postulierten CDF. Der KOLMOGOROW-SMIRNOW-Test ist dabei, als robustes Verfahren, auch auf kleine Stichproben und bei Abweichungen der zugrunde liegenden Zufallsvariable von der Normalverteilung anwendbar. Der **ANDERSON-DARLING-Test** (ANDERSON & DARLING 1952) beruht, wie der KOLMOGOROW-SMIRNOW-Test auch, auf der Nutzung einer funktionalen Metrik als Maß des Abstandes zwischen der empirischen und der theoretischen Verteilung, berücksichtigt jedoch zusätzlich bestimmte kritische Werte und erhält dadurch eine noch höhere Sensitivität.

Ein Vorschlag zur Vereinheitlichung der o. g. sukzessiven Vorgehensweise erfolgte seitens BECKER ET AL. (2009a) durch Entwicklung eines Protokolls zur Bewertung von Parameterunsicherheiten bzw. zur Bestimmung von Dichtefunktionen unter bestimmten Informationsverhältnissen. Demnach wäre bei ausreichend großem Stichprobenumfang  $n$  (z. B. Messergebnissen) einer statistischen Grundgesamtheit eine direkte Ableitung der PDF möglich. Bei einem Stichprobenumfang von  $n > 5$  und jedoch gleichzeitiger uneindeutiger Form der PDF wird eine ausschließliche Nutzung von (logarithmischen) Gleich- oder (logarithmischen) Normalverteilungen empfohlen. Dabei erfolgt zunächst die Auswahl eines logarithmischen oder linearen Maßstabes anhand der Bestimmung des arithmetischen oder geometrischen Mittels mit anschließendem Vergleich mit dem Median. Bei geringerem Abstand des Median zum geometrischen Mittel ist die Wahl einer logarithmischen Verteilung zielführender (BECKER ET AL. 2009a). Ist eine ausreichende Repräsentation sowohl durch eine Gleichverteilung als auch eine Normalverteilung gegeben, sollte im Allgemeinen die Wahl der Gleichverteilung bevorzugt werden. Daher wird die Anwendung eines geeigneten statistischen Anpassungsgüte-Tests (s. o.) für die Nullhypothese, in diesem Fall die Anlehnung der Datenlage an eine Gleichverteilung, empfohlen. Bei Verwerfen der Nullhypothese ist eine erneute Überprüfung auf der Vorlage einer Normalverteilung durchzuführen. Die Momente der zu testenden Verteilung werden direkt dem Mittel und der Standardabweichung des zu untersuchenden Datensatzes entnommen (Momentenmethode, s. o.). Wird die Hypothese zur Vorlage einer Normalverteilung ebenfalls verworfen, wird letztendlich wiederum die Verwendung der Gleichverteilung empfohlen (BECKER ET AL. 2009a).

Der Erhalt einer repräsentativen (spezifischen und präzisen) Datenbasis für die Gesamtheit an Eingangsparametern stellt im Allgemeinen eine Herausforderung dar. In **datenarmen, nicht-repräsentativen Situationen** und bei **mangelnder Qualität von Eingangsgrößen** sind daher weitere subjektivistische Techniken zur Konstruktion von Eingabeverteilungen, hierbei insbesondere Expertenbefragungen sowie Verfahren der BAYES-Statistik vorhanden.

---

**Expertenbefragungen** mittels entsprechender Protokolle (siehe z. B. BUDNITZ ET AL. 1997, BOLADO ET AL. 2009) stellen überwiegend ein Verfahren zur Eruierung epistemisch-unsicherer Eingangsparameter innerhalb von Sicherheits- und Leistungsanalysen dar. Der Vorgang führt meist zur Konstruktion von Dreiecks- und Gleichverteilungen sowie seltener auch Trapezverteilungen. Expertenbefragungen gestalten sich jedoch z. T. sehr aufwendig und führen nicht selten zu völlig unterschiedlichen Ergebnissen. Zur Bewertung entsprechender Verfahren sowie für weiterführende Informationen siehe z. B. BOLADO ET AL. (2009).

Die **BAYES-Methodik** bzw. die BAYES-Theorie stellt eine prinzipielle Alternative zur klassischen Statistik dar. Der wesentliche Unterschied liegt hierbei im Verständnis des Wahrscheinlichkeitsbegriffs. Demnach wird die Wahrscheinlichkeit innerhalb des klassischen Ansatzes als Frequenz des Eintretens von zufälligen Ereignissen über eine (unendliche) Serie unabhängiger Wiederholungen charakterisiert. Frequentistische Aussagen basieren somit ausschließlich auf der Verfügbarkeit von z. T. inadäquaten oder unvollständigen Daten. BAYES-Statistik hingegen definiert die Wahrscheinlichkeit als Grad persönlicher Überzeugung, wobei zu deren Begründung eine Berücksichtigung von vorhandenem Wissen erfolgt (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Die mathematischen Grundlagen der Wahrscheinlichkeitstheorie (die KOLMOGOROW-Axiome) lassen generell beide Interpretationen zu. Durch die BAYES-Methodik wird somit sowohl die Verwendung von Messungen und Beobachtungen als auch die Nutzung zusätzlicher Informationen erlaubt. Eine zielführende Kombination beider Ansätze der Statistik wird beispielweise im Rahmen von Monte-Carlo-Simulationen und dabei insbesondere in der Konstruktion von Verteilungen aus unterschiedlichen Datensätzen (BAYES-Aktualisierung) ermöglicht (GELMAN ET AL. 2003, BECKER ET AL. 2009a). Das grundlegende Verfahren zur Kombination von bereits bestehenden mit aktualisierten Informationen bildet hierbei das BAYES-Theorem (als Ausdruck der bedingten Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines Ereignisses unter der Voraussetzung des bereits erfolgten Eintretens eines abweichenden Ereignisses), welches zur Aktualisierung der Wahrscheinlichkeitsverteilung eines Eingangsparameters adaptiert wird:

$$P(\phi|x) = \frac{P(\phi) P(x|\phi)}{\int P(\phi) P(x|\phi)} \quad (1)$$

wobei  $P(\phi)$  die a-priori-Verteilung des Eingangsparameters  $\phi$ ;  $P(x|\phi)$  die Wahrscheinlichkeits- bzw. Likelihood-Funktion zu den Beobachtungsdaten der Stichprobe  $x$  des Parameters  $\phi$  sowie  $P(\phi|x)$  die posteriori-Verteilung des Parameters  $\phi$  bei vorhanden Beobachtungsdaten der

---

Stichprobe  $x$  sind. Mittels Formel (1) können ebenso Punktschätzer (z. B. Erwartungswerte, Perzentile) des Parameters  $\phi$  bestimmt werden (siehe BARTHEL & THIERFELDT 2012).

Bei der **Maximum-Entropie-Methodik** (ebenfalls eine Methode der BAYES-Statistik) erfolgt eine konzeptuelle Charakterisierung der Unsicherheit des Wahrscheinlichkeitszustandes durch die Informationsentropie<sup>7</sup>:

$$H = - \sum_i p_i \ln(p_i) \quad (2)$$

wobei  $H$  die Informations- bzw. SHANNON-Entropie [-] und  $p_i$  die zugehörige Wahrscheinlichkeit der Stichprobe  $i$  [-] sind.

Die Maximum-Entropie entspricht dabei ursprünglich einer Gleichverteilung (der Annahme der gleichen Wahrscheinlichkeit eines jeden Beobachtungswertes). Unter Einbeziehung weiterer bekannter Informationen (z. B. eines vorhandenen Mittel- oder Modalwertes) wird die Anwendung anderer Verteilungstypen und somit eine Reduzierung der Wichtung von Extremwerten (eine Veränderung der Wahrscheinlichkeitskonzentrationen) und damit eine Reduktion der Unsicherheit (eine Minderung der Entropie) ermöglicht (siehe z. B. HARR 1987). Das Prinzip der Maximum-Entropie zielt somit auf die Wahl einer zur Maximierung der Entropie unter bekannten Bedingungen führenden Wahrscheinlichkeitsdichte, bei gleichzeitigem Ausschluss von unnötigen Annahmen (MISHRA 2002).

Es sei angemerkt, dass sowohl eine Nutzung von Methoden der frequentistischen Statistik als auch die allgemeine Anwendung von Probabilistik (dies schließt auch die subjektivistischen Verfahren zur Konstruktion von Verteilungen ein) zur Behandlung von epistemischen Unsicherheiten bzw. Ungewissheiten (unzureichendem Wissen) analog der Variabilität (dem statistischen Wissen) als kontrovers diskutiert werden (siehe z. B. FERSON 2005 und BARTHEL & THIERFELDT 2012), da hierbei abgeleitete Verteilungen beispielsweise nicht zwangsläufig auch das gesamte verfügbare Wissen zu einem jeweiligen Parameter repräsentieren (SEILER & ALVAREZ 1996)<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> In Anlehnung an das Konzept der thermodynamischen Entropie zur Charakterisierung eines Zustands, hier der Unordnung, eines Systems.

<sup>8</sup> Dies betrifft beispielsweise wiederum den Boden-Pflanze-Transferfaktor, dessen laborativ bestimmte Werte bzw. Stichproben im hohem Maße von den entsprechenden standort-spezifischen Gegebenheiten abhängigen und daher nur eingeschränkt generisch oder auf andere standort-spezifische Gegebenheiten übertragen werden können.

---

Einen Ansatz zur Beschreibung von Parameterunsicherheiten bei ungeeigneter frequentistischer Interpretation von Wahrscheinlichkeiten bildet hier beispielsweise die Verwendung von **Fuzzy<sup>9</sup>-Arithmetik**. Ein unsicherer Eingang eines Modells wird diesbezüglich durch die mathematische Beschreibung als realer jedoch unscharfer numerischer Wert (Fuzzy-Zahl) ausgedrückt. Eine Fuzzy-Zahl bezeichnet dabei die aufgrund eines fehlenden Bezuges zu einem einzelnen realen Wert getätigte Erweiterung einer reellen Zahl durch Verbindung zu einer Reihe möglicher Werte, wobei jeder mögliche Wert eine eigene Wichtung zwischen 0 und 1 besitzt. Zur Anwendung entsprechender Techniken siehe z. B. FETZ ET AL. (2005), HANSS (2005) und BECKER ET AL. (2009a).

Die **Wahl der Verteilung** der Eingangsparameter bildet letztendlich einen der wesentlichen Schwerpunkte probabilistischer Simulationen und damit auch einen möglicherweise sehr relevanten Faktor hinsichtlich der Beeinflussung von Resultaten (MISHRA 2002). Durch die Änderung des Typus der entsprechenden Funktionen entstehende Auswirkungen auf die Ergebnisse der Simulation sind dabei im Allgemeinen nicht prognostizierbar. Gemäß Studien seitens HOFFMANN (1996) bleiben die Abweichungen im Ergebnis des Modells durch die Wahl unterschiedlicher Verteilungstypen bei relativ geringen Unsicherheiten der verwendeten Eingangsparameter (Variationskoeffizient  $CV < 0,3$ ) ebenfalls relativ gering. Bei entsprechend steigenden Unsicherheiten in den Eingangsparametern gewinnt jedoch der Typus der Verteilung zunehmend an Relevanz. Innerhalb probabilistischer Sicherheitsanalysen von Endlagern für radioaktive Reststoffe erfolgt in diesem Zusammenhang bis dato gleichwohl zumeist eine unbegründete (und damit persönliche, subjektivistische) Wahl prädefinierter parametrischer Verteilungen (MISHRA 2002). Die Analyse und Bewertung der Auswirkungen zur Wahl unterschiedlicher Verteilungen sensibler physikalischer Parameter in der radiologischen Konsequenzanalyse bilden daher den Kern und den Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit.

### 3.3 Parametersampling

Sampling bezeichnet die Generierung von Stichproben aus der Grundgesamtheit aller möglichen Parameterwerte bzw. die Erzeugung von entsprechenden Parameterkombinationen mittels verschiedener Verfahren. Gängige Methoden bilden z. B. das Simple-Random-Sampling (SRS), das Latin-Hypercube-Sampling (LHS) sowie das Quasi-Monte-Carlo-Sampling (QMS). Zu diesen Verfahren werden nachfolgend deren Funktionsweisen sowie deren Vor- und Nachteile kurz

---

<sup>9</sup> Zu dt. unscharf, verwischt, verschwommen bzw. unbestimmt.

---

erläutert. Zu den Grundprinzipien und Methoden der (computergestützten) Generierung von (Pseudo-) Zufallszahlen siehe z. B. L'ECUYER (2010).

**Simple-Random-Sampling** bzw. Monte-Carlo-Sampling (MCS) bezeichnet die „rein zufällige“ Entnahme eines Elements aus der Gesamtheit aller Elemente. Es *„beruht auf dem traditionellen Probenerhebungsverfahren, bei dem im Intervall  $[0, 1]$  gleichverteilte Zufallszahlen generiert werden, mit denen jeweils aus den inversen Verteilungsfunktionen der Inputvariablen zufällige Realisierungen  $X_i$  berechnet werden, deren Verteilung nach ausreichend vielen Durchläufen die Wahrscheinlichkeitsverteilung von  $X$  approximiert“* (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Eine Auswahl von Elementen aus der Gesamtheit der Regionen des Stichprobenraumes ist hierbei jedoch nicht gesichert. Die Bildung von Löchern- bzw. Clustern ist möglich. Demnach ist zur hinreichenden Erfassung der Randbereiche aller Verteilungen auch eine erhebliche Anzahl an Realisierungen notwendig. Aufgrund verschiedener weiterer Faktoren, z. B. dem eigentlichen Ziel der Analyse, der Anzahl unsicherer Parameter sowie den Typen an verwendeten Verteilungen ist eine fundierte Angabe zur ausreichenden Anzahl an Realisierungen nicht a-priori möglich (AVILA & BROED 2009). Des Weiteren ist eine Kontrolle der Konvergenz der simulierten Verteilung der Zielgröße zwingend erforderlich.

**Latin-Hypercube-Sampling** (MCKAY ET AL. 1979, HELTON & DAVIS 2003) hingegen basiert auf der Auswahl von Werten der Eingangsverteilung aus Intervallen gleicher Wahrscheinlichkeit und somit auf einer Sicherstellung der vollständigen Berücksichtigung der Gesamtheit der Wertebereiche (und somit auch der Randbereiche) des gesamten Parameterraumes unter Verringerung der benötigten Anzahl an Stichproben<sup>10</sup>. Es erfolgt eine dahingehende Unterteilung aller  $k$  Wertebereiche in  $n$  nicht-überlappende Intervalle mit gleicher Wahrscheinlichkeit  $1/n$  mit anschließender zufälliger Erhebung der Zufallsvariablen aus den entsprechenden Sektoren selbst. Es wird somit das Sampling von  $n$  zufälligen Werten für jede der  $k$  Eingabeparameter  $x$  und demnach bei hinreichend großem  $n$  eine hinreichende Nachbildung der jeweiligen zugrundeliegenden Funktion gewährleistet. Anschließend erfolgt eine weitere zufällige Kombination der  $n$  Werte für  $x_1$  mit den in gleicher Weise ausgewählten  $n$  Werten für  $x_2$ , dann jener  $n$  Paare mit  $n$  Werten der Funktion  $x_3$  etc. bis zum Vorliegen von  $n$   $k$ -Tupel, also der zufälligen  $k$ -dimensionalen Stichproben der Anzahl  $n$  (IMAN ET AL. 1981, BARTHEL & THIERFELDT 2012). Es wird somit eine relativ genaue Approximation der statistischen Verteilung sowie des Mittelwertes der Zielgröße, auch für eine hohe Anzahl an Eingangsparametern, unter einer „akzeptablen“ Anzahl von Simulationsdurchläufen gewährleistet (HELTON & DAVIS 2000).

---

<sup>10</sup> Aufgrund der nicht rein zufälligen Selektion der Parameterwerte im Rahmen des Latin-Hypercube-Samplings bzw. das Fehlen eines rein zufälligen Charakters wäre die Bezeichnung „Monte-Carlo-Simulation“ per Definition ausgeschlossen, sei jedoch in Anlehnung an internationale Terminologie im Kontext dieser Arbeit weiterverwendet.

---

Zudem ist aufgrund der geringeren Varianz der Schätzfunktion des Erwartungswertes der Zielgröße bzw. -funktion  $F_z(z)$  eine gegenüber dem Simple-Random-Sampling deutlich bessere Konvergenz erreichbar (MCKAY ET AL. 1979, BARTHEL & THIERFELDT 2012). Die Anzahl der benötigten Stichproben wird als das 1,3- bis 5,0-fache der Anzahl  $n$  der Eingangsparameter des Modells beziffert (IMAN & HELTON 1985). Seitens HELTON & DAVIS (2000) konnte eine Robustheit von mittels Latin-Hypercube-Sampling basierten Sensitivitäts- und Unsicherheitsanalysen im Rahmen von Reaktor-Risikostudien bei relativ kleiner Anzahl an Stichproben bestätigt werden.

Randomisierte **Quasi-Monte-Carlo-Sampling-Routinen** z. B. nach SOBOL' (1967, 1976) besitzen eine gegenüber dem LHS noch erhöhte Effizienz (KUCHERENKO ET AL. 2011). Hierbei erfolgt die Verwendung von quasi-zufälligen Sequenzen (z. B. der SOBOL'-Sequenz) bzw. die sukzessive Zerlegung des Projektionsraumes (bzw. der neu geschaffenen Projektionsräume) in zwei gleiche Teile und jeweiliger nachfolgender Neuordnung der Sample-Koordinaten in allen Dimensionen. Dies führt nach ausreichender Wiederholung zur Vermeidung von räumlichen Sample-Konzentrationen und somit zur schnellstmöglichen Konvergenz der Samples innerhalb der Projektion (CAFLISCH 1998).

### 3.4 Unsicherheitsanalyse

Die Unsicherheitsanalyse bildet eine zentrale Komponente von Sicherheitsbewertungen. Zielstellung ist dabei die Untersuchung des Modellergebnisses eines Gesamtsystems oder dessen einzelner Teilmodelle. Des Weiteren wird die Fortpflanzung der individuellen Unsicherheiten mittels der Angabe von Bandbreiten der simulierten Größen sowie des Einflusses von Unsicherheit und Konfidenz in den numerischen Endergebnissen der Modellierung anhand einer Eingrenzung von Intervallen analysiert (MARIVOET ET AL. 2008). Dazu existieren sowohl deterministische als auch probabilistische Herangehensweisen.

Durch **probabilistische Methoden** können in diesem Zusammenhang eine Bewertung der Unsicherheit des Modellergebnisses vorgenommen sowie ein Eindruck von dessen Zuverlässigkeit gewonnen werden (BECKER ET AL. 2009a). Eine mögliche gegenseitige Komplementierung deterministischer und probabilistischer Ansätze innerhalb der Unsicherheitsanalyse wird z. T. ebenfalls als zielführend betrachtet (MÖNIG ET AL. 2012). In diesem Rahmen erfolgt beispielweise der Vergleich des probabilistisch erzeugten Ergebnisses einer Modellierung (z. B. Histogramme oder aus diesen abgeleitete Verteilungen) mit dessen deterministisch (anhand von Punktschätzern) bestimmten Pendant. Eine Bewertung der Zweckmäßigkeit des deterministischen Modells wird dabei insbesondere durch den Abgleich von dessen Ergebnis mit bestimmten statistischen

---

Lageparametern (z. B. Mittelwerte, Mediane, Quartile, Modalwerte) der Ergebnis-Verteilung der probabilistischen Berechnungen vorgenommen.

### 3.5 Sensitivitätsanalyse

Sensitivitätsanalysen haben als Bestandteil der Sicherheits- und Leistungsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe, insbesondere als Methodik zur Vertrauensbildung in Modellvorhersagen, eine herausragende internationale Bedeutung erlangt (SALTELLI 2000, MÖNIG ET AL. 2012). Sie liefern u. a. Informationen über jene Parameter, die zum größten Anteil an Ungewissheit und Variabilität in den Endergebnissen der Modellierungen beitragen (ALBRECHT & MIQUEL 2010). Für diese Parameter sollten entsprechend weitere Daten erhoben werden<sup>11</sup>. Die Sensitivitätsanalyse wird gegenwärtig durch jede an der Implementierung eines Endlagersystems beteiligte nationale Organisation verwendet (MÖNIG ET AL. 2012). Die Unterschiede sind jedoch im Hinblick auf das Ausmaß der Anwendung und die verwendeten Methoden z. T. beträchtlich (CAPOUET ET AL. 2009). Neben dem gegenwärtig existierenden Mangel an einem generellen oder einheitlichen Schema zur Durchführung von Sensitivitätsanalysen besteht ebenso Bedarf an einer einheitlichen Vorgehensweise zur Interpretation der Ergebnisse (CAPOUET ET AL. 2009). Einen diesbezüglichen Vorschlag skizzieren beispielsweise KUHLMANN ET AL. (2015).

Methoden der Sensitivitätsanalyse lassen sich je nach Zweck beispielsweise in lokale, Screening-orientierte und globale Verfahren sowie im Hinblick auf den Modelleingang in deterministische und probabilistische (Monte-Carlo-basierte) Ansätze kategorisieren (BADEA & BOLADO 2008). Eine klar abgetrennte Einteilung ist jedoch aufgrund charakteristischer Überschneidungen der einzelnen Methoden z. T. schwierig. Nachfolgend seien der Vollständigkeit halber daher auch die deterministischen Verfahren kurz erläutert.

Die **deterministische Sensitivitätsanalyse** bildet ein Mittel zur Untersuchung der Reaktion des Modells auf die Variation *einzelner* Parameterwerte, Modellmodifikationen, Szenarien oder Annahmen bzw. zur Analyse der Sensitivität des Systems hinsichtlich *einzelner individueller* Unsicherheiten und somit ein Werkzeug zur Verbesserung des Verständnisses der Funktionalität des Systems (MÖNIG ET AL. 2012). In diesem Zusammenhang verwendete **lokale Verfahren** zielen dabei auf die Untersuchung des Systemverhaltens unter genau definierten Bedingungen und basieren auf der partiellen Ableitung des Ergebnisses in Bezug auf den Eingang der Modellierung (BADEA & BOLADO

---

<sup>11</sup> Es sei in diesem Zusammenhang angemerkt, dass der Biosphäre im Rahmen der Sicherheitsanalyse jedoch keine Sicherheitsfunktion beigemessen wird. Eine Verstärkung der mit einem Parameter assoziierten Sicherheitsfunktion (wie z. B. der Dimensionierung von geotechnischen Barrieren) ist hierbei ohnehin nicht möglich.



---

2008). Für weitere Informationen dazu siehe z. B. TURÁNYI & RABITZ (2000). Die Anwendung von **Screeningverfahren** erfolgt, um bei einer großen Anzahl an Eingangsparametern eines Modells zunächst einen Überblick zu einflussreichen und weniger einflussreiche Faktoren zu erhalten. Den Eingang bilden dahingehend die zu erwartenden Bandbreiten der Variablen ohne Berücksichtigung einer zugrundeliegenden Verteilung (KUHLMANN ET AL. 2015). Zu nennen wären hierbei der vollständige Versuchsplan (Full Factorial Design) bzw. die vollständige Berechnung aller möglichen Kombinationen von Intervallen oder Einzelpunkten, welche jedoch bei steigender Anzahl an Parametern einen raschen Anstieg der Anzahl an Realisierungen impliziert. Einen Vorteil dieses Ansatzes stellt die (stufenweise) Berücksichtigung aller Interaktion zwischen den Eingangsparametern dar (BOX & DRAPER 1987). Bei einer hohen Anzahl an Eingangsparametern ist es jedoch zielführender auf den Teilfaktorplan (Fractional Factorial Design) auszuweichen. Hierbei erfolgt lediglich die Realisierung eines Bruchteils der möglichen Parameterkombinationen. Nachteilig wirken sich hier jedoch die Vernachlässigung von Interaktionen (der abweichende gemeinsame Einfluss zweier Eingabeparameter auf die Ergebnisgröße gegenüber der Summe von deren jeweiligen individuellen Einflüssen) sowie die mögliche Vermengung von Faktoreffekten aus. Für weitere Informationen siehe z. B. BOX & DRAPER (1987), SALTELLI ET AL. (2000, 2008) sowie BADEA & BOLADO (2008). Die One-Step-at-a-Time (OAT) Methode nach MORRIS (1991)<sup>12</sup> führt durch die sukzessive Neuordnung eines Wertes zu einem Eingangsparameter innerhalb einer Realisierung ebenfalls zur Reduzierung der Anzahl an Simulationen. Die sequentielle Bifurkation nach BETTONVIL & KLEINJEN (1996) bildet ein Verfahren zum iterativen Screening von jeweils in Gruppen eingeteilten Parametern und erlaubt somit eine Analyse von deren Vielzahl mittels einer relativ geringen Anzahl an Simulationen. Innerhalb jeder Iteration wird hierbei die jeweils einflussreichste Gruppe an Parametern bis zum Erhalt der einflussreichsten weiter unterteilt. Voraussetzung der Methodik bildet jedoch die a-priori vorhandene Kenntnis der Monotonie der einzelnen Parameter im Hinblick auf das Ergebnis sowie ein lineares Verhalten des Modells selbst. Ist diese Randbedingung erfüllt, stellt das Verfahren eine sehr effektive Screeningmethode dar (BADEA & BOLADO 2008).

Die (Monte-Carlo-basierte) **probabilistischen Sensitivitätsanalyse** bildet ein Mittel zur Untersuchung der Sensitivität des Modells unter multiplen Parameterunsicherheiten und wird dabei in der Regel als globale<sup>13</sup> Analyse unter Variation einzelner (besonderer), aller wesentlicher oder der Gesamtheit der Parameter sowie unter Berücksichtigung von möglichen Abhängigkeiten (z. B. Korrelationen) zwischen diesen durchgeführt. Des Weiteren können Szenarien- und Modellunsicherheiten durch Projektion auf spezifische, zwischen mehreren diskreten Werten variierende, Parameter abgebildet werden. Die **globalen Verfahren** bilden dabei im Allgemeinen

---

<sup>12</sup> Nach Ansicht einiger Autoren ebenfalls zu globalen Sensitivitätsanalyse gehörendes Verfahren.

<sup>13</sup> Die Gesamtheit des Modells bzw. Systems betreffend.

---

den bevorzugten Ansatz der probabilistischen Sicherheits- und Leistungsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe (MÖNIG ET AL. 2012). Diesbezüglich erfolgt wie oben beschrieben zunächst die Ausführung einer Anzahl von Modellrechnungen mit gesampelten Wertemengen eines bestimmten Umfangs aus den entsprechenden Verteilungen der Eingangsparameter. Die anschließende Analyse des Einflusses der Eingangsparameter auf die Ergebnisse wird anhand einer Kombination oder der Gesamtheit an verschiedenen Techniken ermöglicht:

- grafische Methoden<sup>14</sup>,
- Regressions- und Korrelations-Verfahren,
- nicht-parametrische statistische Tests,
- Varianz-basierte Methoden sowie
- Verteilungs- bzw. Dichte-basierte Methoden.

**Grafische Methoden** zielen insbesondere auf die Evaluierung einer Reihe von Simulationsläufen mit statistisch verteilten Eingangsparametern mittels beschreibender grafischer Darstellungen. Derartige Techniken werden als praktikable Verfahren zur zügigen qualitativen Beurteilung der Sensitivität und als z. T. zielführender als die Bestimmung numerischer Resultate bewertet (BECKER ET AL. 2009b). Häufig genutzte graphische Ansätze zur Analyse der Beziehung zwischen Eingang und Ergebnis bilden Scatter-, Cobweb- und „Contribution to the Sample Mean“ (CSM)-Plots (siehe BADEA & BOLADO 2008).

Die Nutzung von **Regressions- und Korrelations-Verfahren** erfolgt anhand von auf der Kalkulation von Korrelationskoeffizienten basierenden mathematischen Prozeduren (BECKER ET AL. 2009b). Beispiele hierfür bilden die Bestimmung der Korrelationskoeffizienten nach PEARSON (1905) oder SPEARMAN sowie weiterer mittels linearer Ansätze berechneter Regressionsmaße (siehe hierzu BADEA & BOLADO 2008). Diese Techniken werden demnach jedoch auch nur bei Modellen mit einem linearen bzw. monotonen Verhalten auch als geeignet betrachtet.

Als weitere Methode der Monte-Carlo-basierten Sensitivitätsanalyse sei das Monte-Carlo-Filtering, explizit die Anwendung **nicht-parametrischer statistischer Tests** (z. B. der Zweistichprobentest nach SMIRNOW oder der MANN-WITHNEY-Test) zur Identifizierung statistisch signifikanter Beziehungen zwischen verschiedenen Regionen der Eingangs- und der Zielparameter erwähnt (siehe BADEA & BOLADO 2008). Hierbei erfolgt eine modellabhängige Aufteilung der Stichprobe in mehrere Unterstichproben mit anschließendem Vergleich derer Verteilungen bzw. eine sich daraus

---

<sup>14</sup> Die Verwendung grafischer Methoden ist jedoch ebenfalls als globales Verfahren mittels deterministischen Modellparametern möglich, sei jedoch im Rahmen der vorliegenden Arbeit zu den Monte-Carlo-basierten Ansätzen gezählt.

---

ergebende Ableitung der Sensitivität des Modells gegenüber Parametervariationen (KUHLMANN ET AL. 2015).

Im Gegensatz zu Regressions- und Korrelations-Verfahren sind **Varianz-basierte Methoden** in vollem Umfang auf nichtlineare und nicht-monotone Systeme anwendbar (KUHLMANN ET AL. 2015). Im Rahmen dieser Methoden wird die Varianz eines Zielparameters als Maß zur Quantifizierung der Unsicherheit verwendet. Die Unsicherheit dieses Ergebnisses ist demnach als Resultat der Fortpflanzung individueller Unsicherheiten des Eingangs zu verstehen. Es besteht somit ein Bezug zwischen der Varianz der Zielgröße und den Varianzen der Eingangsparameter. Gemeinsamen Kern aller diesbezüglichen Techniken bildet somit die Zerlegung der Gesamtvarianz des Modellergebnisses  $Var(Z)$  in die anteiligen Einflüsse der Varianzen der Eingangsparameter  $Var[E(Z|X_i)]$ :

$$S_i = \frac{Var[E(Z|X_i)]}{Var(Z)} \quad (3)$$

wobei  $S_i$  [-] der gesuchte (SOBOL'sche) Sensitivitätsindex erster Ordnung als Anteil an der Gesamtvarianz des Ergebnisses ist, der sich durch eine funktionale Abhängigkeit auf  $X_i$  erklären lässt.

Zu den mathematischen Grundlagen für die Varianzzerlegung siehe SOBOL' (1993). Gemeinsame Randbedingung aller Varianz-basierten Verfahren bildet die statistische Unabhängigkeit der Eingangsparameter. Unterschiede in den gängigen Methoden zur Schätzung des Index  $S_i$  (bzw. dessen Äquivalenzgrößen) liegen in deren weiterer mathematischer und algorithmischer Formulierung zur Zerlegung der Varianz. Wesentliche Ansätze stellen dabei insbesondere der FOURIER-Amplituden-Sensitivitätstest (FOURIER-Amplitude-Sensitivity-Test, FAST) bzw. dessen Erweiterungen (eFAST, SALTELLI ET AL. 1999), die Methodik nach ISHIGAMI-SALTELLI-HOMMA (IHS, SALTELLI 2002) bzw. der Algorithmus nach SOBOL' ET AL. (2007) als IHS mit SOBOL'-Sequenz sowie das Random Balance Design (RBD, TARANTOLA ET AL. 2006) dar. Einen Überblick über diese gängigen Methoden offerieren beispielweise BADEA & BOLADO (2008) sowie BORGONOVO & PLISCHKE (2016). Algorithmen des Typs FAST und RBD bilden in diesem Zusammenhang Frequenz-basierte Ansätze. Bei diesen erfolgt zunächst die Zuordnung von Signalen einer bekannten Frequenz zu jedem Eingangsparameter mit anschließender FOURIER- bzw. Frequenzanalyse der Ergebnisgröße und somit eine Berechnung der Resonanz ebendieses Eingangsparameters auf ebendiese Zielgröße. Ein Nachteil dieser Methodik ist jedoch die notwendige Durchführung spezieller Sampling-Verfahren sowie die Berücksichtigung eventueller zusätzlicher Randbedingungen (z. B. Mindestanforderungen

---

an den Stichprobenumfang). Eine Verwendung von Daten aus vorausgehenden Rechenläufen (z. B. auf SRS oder LHS basierender Unsicherheitsanalyse) ist daher nicht möglich. Vereinfachte Varianzbasierte Verfahren beispielweise nach PLISCHKE (2010, 2012) hingegen gründen auf der Einführung geeigneter Frequenzen und Umsortierung der vorhandenen Eingangssamples („Effective Algorithm for computing global Sensitivity Indices“, EASI) bzw. der Nutzung einer diskreten Kosinustransformation („COSI“) zur adäquaten Rekonstruktion des Originalsignals. Mittels dieser Verfahren wird daher auch eine Nutzung von bestehenden Datensätzen aus vorausgehenden Simulationen ermöglicht.

Durch funktionelle Zerlegung der Varianz der Zielgröße in bedingte Varianzen höherer Ordnung kann zudem der Einfluss von Interaktionen zwischen zwei oder mehreren Eingangsgrößen bezüglich ebendieser Zielgröße quantifiziert werden. Die Zerlegung der Funktionen kann dabei beispielweise mittels des eFAST-Algorithmus (unter speziellen Sampling-Verfahren) sowie beispielweise auch mittels EASI unter Verwendung der vorhandenen Stichprobe erfolgen. Allgemeine Voraussetzung ist hierbei wiederum die gegenseitige statistische Unabhängigkeit der Eingangsparameter. Nach Division der bedingten Varianzen höherer Ordnung durch die Varianz der Zielgröße ist es letztendlich möglich, alle Einflüsse (inkl. aller Interaktionen) einer Eingangsgröße mit anderen Eingangsgrößen auf die Zielgröße als „totale Sensitivitäten“ (Total Effect Indices) zu charakterisieren. Sind die Eingangsgrößen hierbei jedoch wiederum korreliert, können die berechneten Total Order Indices nicht mehr interpretiert werden (BARTHEL & THIERFELDT 2012).

**Verteilungs- bzw. Dichte-basierte Sensitivitätsmaße** zielen auf die Quantifizierung des Unterschieds zwischen der Verteilung der Zielgröße und ihrer bezüglich der Eingangsparameter bedingten Verteilung. Generell scheinen sich in diesem Zusammenhang insbesondere im Bereich der Endlagerung Potentiale zu ergeben, da, aufgrund der möglichen Schiefe der Verteilung des Ergebnisses, die Varianz oft kein geeignetes Maß für die Unsicherheit darstellt (KUHLMANN ET AL. 2015).

### 3.6 Einfluss von Abhängigkeiten und Interaktionen zwischen Eingangsparametern

Durch **Abhängigkeiten** (insbesondere Korrelationen) zwischen den Eingangsparametern eines Modells werden bereits a-priori Zusammenhänge generiert, die sich in den Ergebnissen widerspiegeln. Im Falle abhängiger Eingangsparameter lässt sich dann nicht ohne weiteres klären, welche Ursache-Wirkungs-Beziehungen durch Sensitivitätsanalysen identifiziert wurden: *„Ein Parameter kann „sensitiv“ sein, weil er sich stark auf das physiko-chemische Verhalten auswirkt. Andere*

---

*Parameter, die Abhängigkeiten mit dem genannten Parameter aufweisen, werden aber ebenfalls als sensitiv identifiziert, [...]“ (KUHLMANN ET AL. 2015).* Abhängigkeiten zwischen Parametern können auch aus der gemeinsamen kausalen Beeinflussung durch eine weitere (dritte) Variable bzw. eine nicht als explizite Eingangsgröße auftretende und daher einen nicht quantifizierten Sachverhalt oder aus Beschränkungen des gemeinsamen Wertebereichs resultieren (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Abhängigkeiten zwischen Eingangsparametern eines Modells sind den Untersuchung des Modellverhaltens somit hinderlich, da hierbei mögliche Systemzustände bereits beschnitten werden könnten (KUHLMANN ET AL. 2015). Zudem kann die übermäßige Gewichtung von gemeinsamen Wertebereichen (z. B. Rändern) der Eingangsparameter auch die Zielgröße beeinflussen (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Diese Verzerrungen von Ergebnissen führen auch zu einer möglichen Unterminierung der Akzeptanz von probabilistischen Sicherheitsanalysen (SMITH ET AL. 1992, VOSE 1996, TILL & GROGAN 2008). Zu den (quantitativen) Auswirkungen vernachlässigter Korrelationen siehe beispielweise SMITH ET AL. (1992) sowie AVILA & BROED (2009).

Einen Ansatz zum Umgang mit Abhängigkeiten bildet zunächst eine auf Plausibilität gründende Argumentation zur kausalen (auf physikochemischen Vorgängen beruhende) und damit auch statistischen Interaktion der Eingangsparameter. Jedoch sind die dazu notwendigen Informationen meist stark limitiert, eine fundierte Argumentation und damit Schätzung des Einflusses auf die Endpunkte gestalten sich somit generell schwierig (AVILA & BROED 2009). Kann die Unabhängigkeit der Eingangsparameter nicht plausibel begründet werden, sind ggf. andere Aussagen zu deren Abhängigkeit zu treffen. In diesen Fällen sollte zunächst geprüft werden, ob eine analytische Beschreibung kausaler Zusammenhänge, ggf. unter Hinzunahme zufälliger Terme, die eine Ungewissheit bezüglich des kausalen Zusammenhangs abbilden, möglich ist. Hierbei erfolgt eine Überführung der Parameter eines Modells  $y = f(x_1, x_2, \dots)$ , wobei  $x_1$  (als „Ursache“) und  $x_2$  (als „Wirkung“) nicht unabhängig sind, in die Form  $x_2 = g(x_1, \varepsilon)$ , wobei  $\varepsilon$  wiederum die Ungewissheit bezüglich des kausalen Zusammenhangs charakterisiert (KUHLMANN ET AL. 2015). Analog wäre bei Beeinflussung durch eine dritte Eingangsgröße  $z$  mit  $x_1 = h_1(z, \varepsilon_1)$  sowie  $x_2 = h_2(z, \varepsilon_2)$  eine Überführung in ein Modell der Form  $y = f(h_1(z, \varepsilon_1), h_2(z, \varepsilon_2), \dots)$  mit den unabhängigen Eingangsgrößen  $z$ ,  $\varepsilon_1$  und  $\varepsilon_2$  möglich. Eine statistische Schätzung der Abhängigkeiten zwischen den Eingangsparametern wäre beispielweise auch durch deren gemeinsame Erhebung ermöglicht. Voraussetzung hierfür bildet jedoch eine spezielle Beprobungsplanung zur Ableitung gemeinsamer Verteilungen (wie z. B. Korrelationskoeffizienten). Ist der Korrelationskoeffizienten unbekannt, wäre ebenso eine Variation dessen bis hin zur Unterstellung eines perfekten Zusammenhangs ( $r = \pm 1$ ) eine mögliche Herangehensweise (die aber nicht zwangsläufig auch die konservativste sein muss). Als weiteres, bis dato nicht gängiges, Mittel könnte die Konstruktion von gemeinsamen Verteilungen auch anhand von Copulas realisiert werden (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Die Sensitivitätsanalyse

---

wäre dann anschließend bezüglich dieser o. g. eingeführten Eingangsgrößen bzw. der überführten Modelle durchzuführen (KUHLMANN ET AL. 2015). Zu weiteren Verfahren zur Berücksichtigung von Abhängigkeiten zwischen den Eingangsparametern im Rahmen der Monte-Carlo-Simulationen siehe beispielsweise IMAN & CONOVER (1982). Sind die zugrundeliegenden kausalen Zusammenhänge bzw. Abhängigkeiten (z. B. innerhalb von Messreihen) gar nicht zu erklären und die o. g. Modellumformungen nicht praktikabel, könnte dies direkt im Rahmen der Sensitivitätsanalyse Rechnung getragen werden. Denkbar wäre hierbei die Durchführung von zwei Sensitivitätsanalysen, zum einen mittels der „wahren“ gemeinsamen Verteilung der (als abhängig deklarierten) Eingangsparameter und zum anderen mittels einer weiteren Verteilung mit denselben Randverteilungen, jedoch unabhängigen Eingangsgrößen (siehe dazu KUHLMANN ET AL. 2015). Weiterhin wäre auch die generelle Vermeidung von stark interagierenden Eingangsgrößen innerhalb des Modells denkbar. Eine Erfassung und Beschreibung aller Abhängigkeiten bzw. kausaler Zusammenhänge innerhalb komplexer (z. B. radioökologischer) Systeme ist jedoch ohnehin nicht realisierbar, ein vollständiger Ausschluss ist daher wohl unmöglich (AVILA & BROED 2009). Zusammenfassend sind somit enorme Schwierigkeiten hinsichtlich der adäquaten Berücksichtigung der Beziehungen zwischen den Eingabeparametern in probabilistischen Simulationen zu erkennen.

**Interaktionen** entstehen, wenn der gemeinsame Einfluss zweier Eingabeparameter (Interaktionen bzw. Effekte der zweiten Ordnung) auf die Ergebnisgröße unterschiedlich zur Summe der jeweiligen individuellen Einflüsse der Eingabeparameter (Effekte der ersten Ordnung) ausfällt. Das Prinzip ist dabei auf jedwede Anzahl an Eingabeparametern erweiterbar. Die allgemeine Annahme, dass Effekte der jeweiligen niedrigeren Ordnung einen wesentlicheren Einfluss auf die Ergebnisgröße gegenüber denen der nächsthöheren Ordnung ausüben können, ist dabei nicht in jedem Fall zutreffend. Um die die Struktur des zu untersuchenden Systemmodells adäquat beschreiben zu können, sollten somit generell die jeweiligen Interaktionen zwischen den Eingabeparametern analysiert werden (BOLADO-LAVIN et al. 2008). Dies wird beispielsweise mittels Varianz-basierter Verfahren höherer Ordnung ermöglicht. Sind die Eingangsgrößen hierbei jedoch wiederum voneinander abhängig, können die berechneten Indices nicht mehr interpretiert werden (vergleiche Kap. 6.3.2).

Zur Eruierung methodischer Ansätze im Rahmen der vorliegenden Arbeit sind die Randbedingungen des **konzeptuellen Modells** weitgehend unerheblich. Es werden daher beispielhaft die Attribute eines generischen Referenzstandortes für ein tiefeingeologisches Endlager innerhalb des norddeutschen Territoriums (siehe BGR 2007 und FÖRSTER ET AL. 2012) und ein gemäßigtes Klima unterstellt. Da verbindliche Vorgaben zur Ermittlung der Strahlenexposition in der Nachverschlussphase eines Endlagers hierzulande gegenwärtig noch nicht existieren<sup>15</sup>, orientiert sich das zu betrachtende konzeptuelle Modell gemäß den Empfehlungen der RSK & SSK (2008) an den wesentlichen signifikanten Expositionspfaden und wird direkt den umfangreichen Arbeiten von STAUDT ET AL. (2013a) als Stand von Wissenschaft und Technik entlehnt. Ein spezielles Endlagersystem bzw. Wirtsgestein wird in diesem Zusammenhang nicht definiert. Einzige Geosphäre-Biosphäre-Interaktion bildet ein Brunnen mit Verbindung zur gesättigten und ungesättigten Bodenzone (Brunnen-Szenarium). Gegenwärtige klimatische, soziale und anthropogene Verhältnisse werden als konstant deklariert, zukünftige Änderungen der physikochemischen Biosphäre werden somit nicht unterstellt (siehe Anhang 1). Hinsichtlich der sozialen Verhältnisse wird eine hypothetische, sich ausschließlich mittels Grundwasser selbstversorgende, bäuerliche Gemeinschaft des Standes der gegenwärtigen technologischen und agrarkulturellen Entwicklungsstufe angenommen.

Es existieren prinzipiell verschiedene **mathematische Ansätze** zur Beschreibung radioökologischer Sachverhalte (siehe z. B. das sehr komplexe Modell des schwedischen Ansatzes in AVILA ET AL. 2010), jedoch beinhalten diese zumindest im Kern die gleichen Annahmen zur Radioökologie (SSK 2013). Die mathematische Formulierung des konzeptuellen Expositionsmodells des vorliegenden Ansatzes folgt, da gegenwärtig in deutschen Studien als Stand von Wissenschaft und Technik etabliert (RSK & SSK 2008), in Anlehnung an den deutschen Ansatz des Projekts BIOMOSA (PRÖHL ET AL. 2004) bzw. an die deutsche Allgemeine Verwaltungsvorschrift (AVV) zur Ermittlung der Strahlenexposition durch die Ableitung radioaktiver Stoffe aus kerntechnischen Anlagen oder Einrichtungen (BMU 2012b) und deren Erweiterungen durch PRÖHL & GERING (2002). In diesem Zusammenhang werden zunächst die Nuklid-spezifischen Aktivitätskonzentrationen innerhalb der einzelnen Kompartimente des Biosphärensystems unter der Berücksichtigung der Nuklid-spezifischen und -unabhängigen Transfer- und Minderungsprozesse ermittelt. Diese Bestimmung der jeweiligen Aktivitätskonzentrationen in den Kompartimenten erfolgt dabei, exklusive der mehrjährigen Akkumulation

---

<sup>15</sup> Die Entwicklung des generischen Expositionsmodells zur Berechnung der Auswirkungen von Freisetzungen in der Nachbetriebsphase eines Endlagers erfolgt zum gegenwärtigen Zeitpunkt durch die SSK (BMU 2012a).

---

innerhalb des Bodens, simplifiziert auf den Bezugszeitraum von einem Kalenderjahr bzw. einer Vegetationsperiode. Aufgrund der langen Halbwertszeiten der Nuklide kann die Aktivitätsminderung durch den Zerfall in diesem Zeitrahmen vernachlässigt werden (bei aktiven Töchternucliden würden deren radiologische Potentiale über entsprechende Dosiskoeffizienten des Mutternuklides miterfasst). Unter Berücksichtigung der (z. T. zeitunabhängigen) Konzentrationen sowie der Gesamtheit der einzelnen Transfer- und Expositionspfade erfolgt letztendlich die deterministische und probabilistische Bestimmung der Nuklid-spezifischen normierten jährlichen effektiven Dosis einer (erwachsenen) repräsentativen Person pro prädefinierter Aktivitätskonzentration des Grundwassers als Nuklid-spezifischer Dosiskonversionsfaktor (DCF) [Sv/a pro Bq/l].

### **Aquifer und Brunnen (Quellterm)**

Die Extraktion des Trinkwassers erfolgt direkt aus dem Grundwasser, eine Aufbereitung bzw. die Verdünnung zur Verringerung des Mineral- und Spurenstoffgehaltes wird zunächst nicht unterstellt. Die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n^{16}$  in Trinkwasser  $C_{dw}$  [Bq/l] ist proportional zur Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  in Grundwasser  $C_{gw}$  [Bq/l]:

$$C_{dw} = C_{gw} f_d \quad (4)$$

wobei  $f_d$  der zunächst nicht quantifizierte Nuklid-spezifische Verdünnungsfaktor<sup>17</sup> [-] ist.

### **Oberflächengewässer und Sediment**

Die Nuklidkonzentration des Oberflächengewässers ergibt sich direkt aus der Nuklidkonzentration des Grundwassers sowie dessen jährlicher Minderung durch Komplexeaktionen mit den umliegenden und suspendierten Sedimenten anhand der empirischen Formel (5):

---

<sup>16</sup> Auf die Angabe des Nuklid-Index wird in den nachfolgenden Formeln größtenteils verzichtet.

<sup>17</sup> Entspricht der gemäß den deutschen Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle (BMU 2010) „[zu berücksichtigenden] Verdünnung des Brunnenwassers auf einen Mineralgehalt [...], der die Nutzung des Brunnenwassers als Trinkwasser zuließe“.



---


$$C_{sw}(t) = \frac{C_{gw}(t)}{\lambda_s \lambda_t} \quad (5)$$

wobei  $C_{sw}$  die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  in Oberflächengewässer [Bq/l];  $\lambda_s$  die jährliche Sedimentationsrate des Radionuklids  $n$  [1/a] und  $\lambda_t$  die jährliche Umwälzungsrate des Gewässers [1/a] sind.

Der Pegel des Gewässers wird dabei simplifiziert als konstant unterstellt. Eine mögliche Verdünnung durch Regen und Zustrom nicht-kontaminierten Wassers sowie eine Nuklidanreicherung durch Evaporation, Abstrom und Filtration wird nicht unterstellt. Die Nuklidkonzentrationen im Oberflächengewässer sind analog jenen im Boden vereinfacht als konstant innerhalb des Zeitraumes eines Kalenderjahres zu betrachten. Die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  in Oberflächengewässer ist somit proportional zum Austrag durch Sedimentation und Umwälzung.

Die Bestimmung der jährlichen Sedimentationsrate  $\lambda_s$  des Radionuklids  $n$  [1/a] erfolgt durch:

$$\lambda_s = \frac{S_{sw} K_{d,ws}}{d_{sw} (1 + C_{par} K_{d,sw})} \quad (6)$$

wobei  $S_{sw}$  die jährliche Sedimentation des Oberflächengewässers [kg/m<sup>2</sup> a];  $K_{d,sw}$  der Elementspezifische Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient [l/kg TM];  $d_{sw}$  die vertikale Mächtigkeit des Oberflächengewässers [m] sowie  $C_{par}$  die Partikelkonzentration des Oberflächengewässers [kg TM/l] sind.

Nuklidkonzentrationen innerhalb des Sediments werden nicht berechnet.

## Boden

Hinsichtlich des zentralen Kompartiments Boden erfolgt die Nutzung eines dynamischen Modells zur Bilanzierung der über den gesamten Nachweiszeitraum stattfindenden Eintrags- bzw. Anreicherungs- und Austragsprozesse. Der Eintrag an Aktivität in die obere wurzelverfügbare Bodenzone erfolgt dabei ausschließlich durch die kontinuierliche flächenbezogene jährliche agrarkulturelle Bewässerung  $V_{irr}$  [l/m<sup>2</sup> a] über einen Akkumulationszeitraum  $t$  [a]. Der Austrag

findet über die Migration der Nuklide in untere Bodenschichten sowie den physikalischen Zerfall statt. Die entsprechende Differentialgleichung zur Berechnung der Aktivitätskonzentration des Mutternuklids  $C_{1,s}$  [Bq/kg TM] innerhalb der Wurzelzone des Bodens  $s$  ergibt sich somit zu:

$$\frac{dC_{1,s}}{dt'} = -(\lambda_{1m} + \lambda_1)C_{1,s} + \frac{A_1(t')}{d_s \rho_s} \quad (7)$$

$$A_1(t') = C_{gw}V_{irr} \quad (8)$$

oder entsprechend als analytische Lösung als:

$$C_{1,s}(t) = \int_0^t \frac{A_1(t')}{d_s \rho_s} e^{-(\lambda_{1m} + \lambda_1)(t-t')} dt' \quad (9)$$

wobei  $A_1(t')$  der kontinuierliche jährliche Eintrag des Mutternuklids [Bq/m<sup>2</sup> a];  $d_s$  die vertikale Mächtigkeit der Wurzelzone des Bodens  $s$  [m];  $\rho_s$  die Rohdichte des Bodens  $s$  [kg TM/m<sup>3</sup>];  $\lambda_1$  die physikalische Zerfallskonstante des Mutternuklids [1/a] sowie  $\lambda_{1m}$  die Migrationsrate<sup>18</sup> des Mutternuklids in Boden  $s$  [1/a] sind.

Die Berechnung der Aktivitätskonzentration des  $n$ -ten Tochternuklids im Boden  $C_{n,s}(t)$  erfolgt nunmehr mittels:

$$\frac{dC_{n,s}}{dt'} = -(\lambda_{nm} + \lambda_n)C_{n,s} + \frac{A_{(n-1)}(t')}{d_s \rho_s} \quad (10)$$

bzw.

---

<sup>18</sup> Migrationsraten sind meist Resultate aus Kompartimentmodellen und quantifizieren Dispersions- und Konvektions-induzierten Nuklidverschiebungen in Böden. Jedoch entspricht dies nicht dem zeitabhängigen konvektiven Transport bzw. der effektiven Konvektionsgeschwindigkeit, die mittels des Konvektions-Dispersions-Modells bestimmt wird (KIRCHNER ET AL. 2009). Auf diese methodische Schwäche der Verwendung von Migrationsraten sei hiermit hingewiesen. Jedoch werden diese Migrationskonstanten aufgrund der bisherigen Verwendung im vorliegenden deutschen Expositionsmodell auch im vorliegenden Ansatz verwendet.

---


$$C_{n,s}(t) = \lambda_n \int_0^t \frac{A_{(n-1)}(t')}{d_s \rho_s} e^{-(\lambda_{nm} + \lambda_n)(t-t')} dt' \quad (11)$$

wobei  $\lambda_n$  die physikalische Zerfallskonstante des  $n$ -ten Tochternuklids [1/a] sowie  $\lambda_{nm}$  die Migrationsrate des  $n$ -ten Tochternuklids im Boden  $s$  [1/a] sind.

## Flora

Die Bestimmung der Aktivitätskonzentration in der Pflanze durch feuchte Deposition bzw. direkte Bewässerung erfolgt unter Berücksichtigung der Konzentration des Grundwassers und der Interzeption. Hinsichtlich vollständig verwertbarer Pflanzentypen  $i$  (Gras, Mais, Blattgemüse) wird eine witterungsbedingte Minderung von Aktivität berücksichtigt. Bezüglich unvollständig verwertbarer Pflanzentypen  $j$  (Getreide, Kartoffeln, Fruchtgemüse, Obst) bzw. deren Bestandteilen erfolgt zudem die Berücksichtigung von Translokationsprozessen. Die Aktivitätskonzentration der Pflanze durch **Akkumulation bzw. Resorption über das Blattwerk** ergibt sich demnach mittels:

$$C_{p,int} = \frac{C_{gw} V_{irr} f_{int}}{Y_p} e^{-(\lambda_{w,i} t_d)} f_{t,j} \quad (12)$$

wobei  $C_{p,int}$  die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  in der Pflanze  $p$  durch Interzeption zum Zeitpunkt der Ernte [Bq/kg FM];  $f_{int}$  der Interzeptionsfaktor für das Radionuklid  $n$  und die Pflanze  $p$  [-];  $Y_p$  der flächenbezogene jährliche Ertrag an Pflanze  $p$  [kg FM/m<sup>2</sup> a];  $\lambda_{w,i}$  die Abwitterungskonstante für das Radionuklid  $n$  und den Pflanzentyp  $i$  [1/d];  $t_d$  der zugehörige Zeitraum nach Deposition [d] sowie  $f_{t,j}$  der Translokationsfaktor für das Radionuklid  $n$  und den Pflanzentyp  $j$  [-] sind.

Die Bestimmung der Aktivitätskonzentration in der Pflanze durch **Wurzelresorption** erfolgt unter Berücksichtigung der Aktivitätskonzentration des Bodens sowie den Boden-Pflanze-Transferfaktor:

$$C_{p,ru} = C_s f_{sp} \quad (13)$$

---

wobei  $C_{p,ru}$  die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  in der Pflanze  $p$  durch Wurzelresorption zum Zeitpunkt der Ernte [Bq/kg FM] sowie  $f_{sp}$  der Boden-Pflanze-Transferfaktor für das Radionuklid  $n$ , die Pflanze  $p$  sowie den Boden  $s$  [Bq/kg FM pro Bq/kg TM] sind.

Die Nuklid-spezifische **Gesamtaktivitätskonzentration in der Pflanze**  $C_p$  [Bq/kg FM] zum Zeitpunkt der Ernte ergibt sich nunmehr aus der Summe der Konzentrationen beider Akkumulationsprozesse:

$$C_p = C_{p,int} + C_{p,ru} \quad (14).$$

## Fauna

Die Bestimmung der Aktivitätskonzentration innerhalb der Nutztiere (Rind, Milchkuh, Schwein, Schaf, Geflügel) durch Ingestion erfolgt zunächst anhand der Berücksichtigung inkorporierter Massen an Trinkwasser sowie pflanzlichen Futtermitteln:

$$A_k = C_{gw} V_{ing,k} + \sum_p C_p M_{ing,p,k} \quad (15)$$

wobei  $A_k$  die täglich inkorporierte Aktivität des Radionuklids  $n$  durch das Nutztier  $k$  [Bq/d];  $V_{ing,k}$  das täglich inkorporierte Volumen an Grundwasser durch das Nutztier  $k$  [l/d] und  $M_{ing,p,k}$  die täglich inkorporierte Masse an pflanzlichen Futtermitteln  $p$  durch das Nutztier  $k$  [kg FM/d] sind.

Die Bestimmung der Aktivitätskonzentration im tierischen Produkt (Rindfleisch, Schweinefleisch, Schaffleisch, Geflügelfleisch, Kuhmilch, Ei) erfolgt nunmehr mittels der täglich inkorporierten Aktivität an Tränkwasser und pflanzlichen Futtermitteln sowie des Biokonzentrationsfaktors:

$$C_k = A_k f_{bc} \quad (16)$$

wobei  $C_k$  die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  im tierischen Produkt  $k$  unter Gleichgewichtsbedingungen [Bq/l bzw. Bq/kg FM] sowie  $f_{bc}$  der Biokonzentrationsfaktor für das Radionuklid  $n$  und das entsprechende zugehörige tierische Produkt  $k$  [d/l bzw. d/kg FM] sind.

---

Die Bestimmung der Nuklidkonzentration in Süßwasserfisch erfolgt analog mittels der Aktivitätskonzentration im Oberflächengewässer sowie des entsprechenden Bioakkumulationsfaktors unter Gleichgewichtsbedingungen:

$$C_f = C_{sw} f_{ba} \quad (17)$$

wobei  $C_f$  die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  im Süßwasserfisch [Bq/kg FM] sowie  $f_{ba}$  der Bioakkumulationsfaktor für das Radionuklid  $n$  und Süßwasserfisch [l/kg FM] sind.

Eine Reduktion an Aktivität durch Aufbereitung bzw. Zerfall während einer Lagerung ist prinzipiell zu vernachlässigen. Die Aktivitätskonzentration  $C_m$  im Lebensmittel  $m$  [Bq/kg FM] entspricht somit jenen Aktivitätskonzentrationen des pflanzlichen oder tierischen Produkts  $p; k; f$ :

$$C_m = C_p, C_k, C_f \quad (18).$$

## Atmosphäre

Hinsichtlich der Nuklidkonzentration in der Atmosphäre werden die Konzentration innerhalb des Bodens, der Staubgehalt der Luft sowie die Komplexbildung von kontaminierten Bodenpartikeln an Staub berücksichtigt:

$$C_a = C_s C_d f_e \quad (19)$$

wobei  $C_a$  die Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  in der Atmosphäre über Boden  $s$  [Bq/m<sup>3</sup>];  $C_d$  die Staubkonzentration in der Atmosphäre über Boden  $s$  [kg/m<sup>3</sup>] sowie  $f_e$  der Anreicherungsfaktor des Radionuklids  $n$  an die resuspendierte Fraktion des Bodens  $s$  [-] sind.

---

## Dosimetrie

Die Nuklid-spezifische jährliche effektive Dosis durch die **Ingestion** pflanzlicher und tierischer Nahrungsmittel sowie Trinkwasser ergibt sich aus deren jährlich inkorporierten Massen bzw. Volumina und deren jeweiligen Nuklid-spezifischen Aktivitätskonzentrationen mittels:

$$E_{ing} = \left( C_{dw} V_{ing} + \sum_m C_m M_{ing,m} \right) g_{ing} \quad (20)$$

wobei  $E_{ing}$  die jährliche effektive Dosis durch die Inkorporation des Radionuklids  $n$  [ $\text{Sv a}^{-1}$ ];  $V_{ing}$  das jährlich inkorporierte Volumen an Brauch- bzw. Trinkwasser [ $\text{l/a}$ ];  $M_{ing,m}$  die jährlich inkorporierte Masse des pflanzlichen oder tierischen Produktes  $m$  [ $\text{kg FM/a}$ ] sowie  $g_{ing}$  der Nuklid-spezifische Effektivdosiskoeffizient hinsichtlich der Inkorporation [ $\text{Sv/Bq}$ ] sind.

Analog erfolgt die Bestimmung der jährlichen effektiven Dosis durch **Inhalation** anhand der atmosphärischen Aktivitätskonzentration des Radionuklids  $n$  sowie des jährlichen Atemvolumens:

$$E_{inh} = C_a V_{inh} t_o g_{inh} \quad (21)$$

wobei  $E_{inh}$  die jährliche effektive Dosis durch die Inhalation des Radionuklids  $n$  [ $\text{Sv/a}$ ];  $V_{inh}$  das zeitbezogene Inhalationsvolumen an potentiell kontaminierter Atemluft hinsichtlich des Aufenthalts auf Boden  $s$  [ $\text{m}^3/\text{h}$ ];  $t_o$  die jährliche Aufenthaltsdauer auf potentiell kontaminiertem Boden  $s$  [ $\text{h/a}$ ] sowie  $g_{inh}$  der Nuklid-spezifische Effektivdosiskoeffizient hinsichtlich der Inhalation [ $\text{Sv/Bq}$ ] sind.

Die Berechnung der jährlichen effektiven Dosis durch **externe Exposition** erfolgt anhand der Eigenschaften des entsprechenden Untergrundes:

$$E_{ext} = C_s \rho_s t_o g_{ext} \quad (22)$$

wobei  $E_{ext}$  die jährliche effektive Dosis durch die externe Bestrahlung aufgrund des Zerfalls des Radionuklids  $n$  [ $\text{Sv a}^{-1}$ ] sowie  $g_{ext}$  der Nuklid-spezifische Effektivdosiskoeffizient hinsichtlich der externen Exposition [ $\text{Sv/h pro Bq/m}^3$ ] sind.

---

Die Nuklid-spezifische jährliche effektive Dosis  $E$  ergibt sich nunmehr aus der Summe über die effektiven Nuklid-spezifischen Dosen hinsichtlich der einzelnen Expositionsarten  $E_{type}$  (Ingestion, Inhalation und externe Exposition):

$$E = \sum_{all\ types} E_{type} \quad (23).$$

Das Resultat der Modellkette bildet schließlich der Nuklid-spezifische  $DCF$  [Sv/a pro Bq/l] als Nuklid-spezifische jährliche effektive Dosis pro prädefinierter Aktivitätskonzentration [1 Bq/l] eines Radionuklids  $n$  innerhalb des Quellterms Grundwasser:

$$DCF = \frac{E}{C_{gw}} \quad (24).$$

---

## 5 Rechnerische Implementierung

Die rechnerische Umsetzung des mathematischen Modells erfolgte mittels eines eigenen **Excel**-Codes und dem Add-in Crystal Ball (ORACLE 2013) sowie mittels der Simulationssoftware **Ecolego** und den Plug-Ins Sensitivity Analysis-, ODE- sowie Radionuclide-Toolbox (AVILA ET AL. 2003).

**Crystal Ball** bildet eine weitverbreitete Software für Risikoanalysen bzw. ein Werkzeug zur Entscheidungsfindung in mannigfaltigen (z. B. ökonomischen, industriellen, ökologischen) Bereichen. Dabei stehen eine Vielzahl von Werkzeugen zum Fitting einer großen Auswahl an parametrischen Verteilungen, verschiedene Sampling-Verfahren (SRS sowie LHS) sowie diverse grafische Darstellungsoptionen für Resultate zur Verfügung. In diesem Zusammenhang ist auch eine Analyse von Unsicherheit und Variabilität mittels der 2-D Monte-Carlo-Simulation sowie eine Berücksichtigung von Korrelationen zwischen den Eingangsparametern möglich. Jedoch beinhaltet Crystal Ball weder Möglichkeiten zur Beschneidung von Verteilungen noch Algorithmen zur numerischen Integration. Die Lösung der Differentialgleichung zur Bodenbilanz erfolgt daher im vorliegenden Ansatz in Anlehnung an das explizite Mehrschrittverfahren nach ADAMS & BASHFORTH (HAIRER ET AL. 1993).

**Ecolego** basiert auf der Matlab®/Simulink®-Umgebung und ist speziell für Risikoanalysen zu komplexen und dynamischen Systemen entwickelt worden. Anwendungen finden sich insbesondere für Modellierungen zur Radioökologie, zur Umweltphysik oder zur (Radio-) Pharmazie. Bezüglich der Modellierung von Radionuklidkinetiken sind dafür bereits Daten aller Nuklide und deren jeweiliger Zerfallsprodukte integriert. Die Implementierung von mathematischen Modellen in Ecolego erfolgt üblicherweise als Kompartimentsysteme. Zu deren Repräsentation werden entsprechende Differentialgleichungen oder analytische Gleichungssystemen verwendet. Zur numerischen Lösung der Differentialgleichungen stehen verschiedene Algorithmen (sowohl Einschritt- als auch Mehrschrittverfahren) zur Auswahl. In der vorliegenden Arbeit erfolgte dahingehend die Verwendung des expliziten Einschrittverfahrens nach DORMAND & PRICE (1980). Simulationen in Ecolego können sowohl deterministisch als auch probabilistisch durchgeführt werden. Hinsichtlich probabilistischer Simulationen ist zudem die Verwendung einer Vielzahl von parametrischen Verteilungen inkl. der Option zu dessen Beschneidung sowie auch empirischer Verteilungen integriert. Als Sampling-Verfahren stehen das SRS sowie das LHS zur Verfügung. Die Behandlung von (monotonen) Abhängigkeiten zwischen den Eingangsparametern und damit die Vermeidung von sehr unwahrscheinlichen Kombinationen im Falle solcher Abhängigkeiten wird



---

durch ein „Parameter Correlation Setting“ mittels Rangkorrelationskoeffizienten ermöglicht<sup>19</sup>. Hierbei erfolgt nach dem eigentlichen Sampling eine Sortierung der Stichproben der korrelierten Parameter nach Rängen mit anschließender Neuordnung der jeweiligen Wertepaare für jeden Iterationsschritt entsprechend des unterstellten Zusammenhangs. Zur (ausschließlich eindimensionalen) probabilistischen Unsicherheitsanalyse können verschiedene grafische und statistische Methoden sowie zur Sensitivitätsanalyse diverse lokale und globale Verfahren benutzt werden. Zudem sind Algorithmen zur Bestimmung von Varianz-basierten Indizes sowohl erster als auch höherer Ordnung (z. B. mittels EASI, der klassischen SOBOL'-Zerlegung, FAST, eFAST, RBD etc.) integriert. Ecolego wird im Rahmen von deutschen generischen Studien zur Biosphären- und Expositionsmodellierung (z. B. durch STAUDT ET AL. 2013a) sowie gegenwärtig durch die Genehmigungsbehörde SSM im Rahmen des schwedischen Genehmigungsverfahrens zur Konstruktion eines Endlagers für Brennelemente verwendet.

Beide Plattformen bilden aufgrund ihrer jeweiligen speziellen Eigenschaften, dabei insbesondere der Nutzung der zweidimensionalen MCS in Crystal Ball sowie die Möglichkeit zur dynamischen radioökologischen Modellierung und Beschneidung der Verteilungen in Ecolego, nützliche Werkzeuge für die vorliegende Arbeit. Eine vorherige Verifizierung beider Codes wurde hierfür anhand der Nachberechnung von deterministisch bestimmten Biosphärendosiskonversionsfaktoren (BCDF) seitens STAUDT ET AL. (2013a) durchgeführt und ergab jeweils übereinstimmende Ergebnisse. Die Nachberechnung von deterministisch bestimmten BDCF seitens SEMIOSHKINA ET AL. (2012) führte zu relativen Abweichungen von ca. 2,2 % und ist auf die z. T. unvollständige Datenlage bzw. ungleiche Eingangsparameter für die Böden- und Oberflächengewässerattribute in der Modellierung zurückzuführen. Der Vergleich von deterministischen Beispiel-Berechnungen für Cäsium zwischen dem Excel- und dem Ecolego-Code ergab ebenfalls übereinstimmende Ergebnisse. Die durch die unterschiedlichen numerischen Approximationen in den jeweiligen Implementierungen auftretenden relativen Abweichungen lagen im Vergleich bei 0,22 % für die Bodenkonzentrationen und bei 0,11 % für den Dosiskonversionsfaktor.

Alle Excel- bzw. Crystal Ball- sowie Ecolego-Simulationen sind als Dateien (XML- und Ecolego Assessment Files, EAF) in der beiliegenden Anlage enthalten. Mittels des frei zugänglichen Ecolego-Players sind die Ecolego-Assessments auch ohne den Besitz der eigentlichen Ecolego-Software ausführbar und nachvollziehbar.

---

<sup>19</sup> Man beachte allerdings, dass gemeinsame Verteilungen von Parametern, mit Ausnahme normalverteilter Größen, allein durch die Angabe von Randverteilungen und Korrelationen noch nicht vollständig definiert sind (BEDFORD 1998).

---

## 6 Simulation, Ergebnisse und Diskussion

### 6.1 Allgemeine Vorgehensweise

Nach den Erläuterungen zur Implementierung des mathematischen Modells im vorherigen Kapitel wird nun auf dessen Parametrisierung eingegangen. Es finden hierbei 64 Nuklid- bzw. Element-unabhängige (landwirtschaftliche, soziale und Objekt-spezifische) sowie jeweils vier Nuklid- und 32 Element-spezifische (physikalische) Parameter Verwendung. Die Zuweisung numerischer Werte bzw. Verteilungen für die jeweiligen verschiedenen Parameter wird nachfolgend kurz sowie ausführlich in den weiteren Kapiteln erläutert.

In dieser Hinsicht werden:

- für die **Nuklid-bzw. Element-unabhängigen** Eingangsparameter sowie für die **Nuklid-spezifischen** Eingangsparameter zum größten Teil deterministische „Best Guess“-Punktschätzer bestimmt;
- für alle **Element-spezifischen** Eingangsparameter eine Darstellung der Unsicherheiten über verschiedene, mittels Punktschätzern konstruierte, parametrische Verteilungen und eine Analyse des Einflusses des jeweiligen Verteilungstypus auf die Ergebnisgröße verfolgt;
- für die als **sensitiv identifizierten Element-spezifischen** Eingangsparameter empirische Verteilungen konstruiert und deren Einflüsse auf die Ergebnisgröße analysiert sowie
- für die als **sensitiv identifizierten Element-spezifischen** Eingangsparameter parametrische Verteilungen unter Nutzung von Intervallschätzern (variierenden Momenten) implementiert und anschließend die entsprechenden Auswirkungen auf die Ergebnisgröße untersucht.

Alle Simulationen werden für das Nuklid  $^{135}\text{Cs}$  und ein Referenz-Szenarium<sup>20</sup> sowie zur Verifikation einiger Versuche zusätzlich für das Nuklid  $^{129}\text{I}$  durchgeführt. Zu Cäsium existiert dahingehend u. a. aufgrund der zahlreichen Studien zum Unfall von Tschernobyl eine sehr breite Datenlage. Des Weiteren handelt es sich hinsichtlich Mobilität und Umweltverhalten um ein sehr intensiv untersuchtes Element mit z. T. hohen Bandbreiten in den radioökologischen Parametern. Iod bildet ein Element mit eingeschränkter Datenverfügbarkeit und mit sehr hoher Umweltmobilität. Beide Nuklide stellen zudem einen signifikanten Anteil des Abfallinventars direkt endzulagernder

---

<sup>20</sup> Hierbei werden für den Acker lehmige und für die Weide sandige Bodentexturen unterstellt. Ein ertragreicher Ackerbau ist vor allem auf Böden mit lehmiger Textur, insbesondere Schwarzerden (Chernozem), Braunerden (Cambisole bzw. braune Arenosole) und Parabraunerden (Lessivés) zu erwarten (SCHEFFER & SCHACHTSCHABEL 2002), Weiden bilden überwiegend Böden mit sandiger Textur, wie z. B. Grauerden (Podsole).

---

Brennelemente dar und besitzen durch ihr relativ hohes radiotoxisches Potential, deren Mobilität und deren lange Halbwertszeiten eine entsprechende Priorität bei Langzeitsicherheitsanalysen von Endlagern für hochaktive Abfälle (PRÖHL ET AL. 2005, EPRI 2009, AVILA ET AL. 2010, WALKE ET AL. 2011, SEMIOSHKINA ET AL 2012). Darüber hinaus bilden diese jeweils ebenfalls die wesentlichen Elemente bei akuten radiologischen Notfallsituationen (z. B. das sich chemisch analog verhaltende  $^{137+134}\text{Cs}$  sowie  $^{131}\text{I}$  im Fallout von Leistungsreaktoren). Die Erkenntnisse der vorliegenden Arbeit können somit ebenfalls für weitere radioökologische Sachverhalte herangezogen werden.

Für jeden der einzelnen probabilistischen Rechenläufe werden jeweils 5000 Realisierungen mittels des LHS-Verfahrens vorgenommen. Diese Anzahl wurde durch radioökologische Studien seitens ALBRECHT & MIQUEL (2010) bereits im Hinblick auf einen Vergleich einzelner Rechenansätze als ausreichend identifiziert: Es wurde dahingehend der Unterschied in den Resultaten der probabilistischen Simulationen mit 200 bis zu 100.000 auf dem Latin-Hypercube basierten Stichprobenverfahren analysiert. Demnach waren die arithmetischen und geometrischen Mittel, die Mediane sowie die 5- und 95-Perzentile der Ergebnis-Funktionen bei 200, 500, 1.000, 5.000, 10.000, 50.000 und 100.000 Rechenrealisierungen jeweils vergleichbar. Mit steigender Anzahl an Rechenläufen stieg zwar die Erfassung extremer Werte bzw. fielen die Werte des jeweiligen Minimums und stiegen die Werte des jeweiligen Maximums, jedoch hatte dieser Sachverhalt keinen größeren Einfluss auf beide Mittelwerte und den Median.

## 6.2 Parametrisierung

### 6.2.1 Nuklid- bzw. Element-unspezifische Parameter

**Landwirtschaftliche Parameter** werden als deterministische Werte direkt den Studien von STAUDT ET AL. (2013a) für die deutsche Referenzregion entnommen (siehe Tabelle 1). Insbesondere das Bewässerungsvolumen als sensibler Haupteintragsprozess von Aktivität in die Umwelt wird zur Fokussierung der vorliegenden Arbeit auf die Analyse physikalischer Parameter vereinfacht als konstanter jährlicher Mittelwert über die Gesamtheit an Pflanzen angenommen. Ausschließlich die **Abwitterungs-Konstante** wird als eine auf Experten-Urteil basierende Dreiecksverteilung mit 10-, 20- und 30-Tages-Halbwertszeit-Äquivalenten stochastisch variiert (PRÖHL & MÜLLER 1996)<sup>21</sup>.

---

<sup>21</sup> Hierbei sei angemerkt, dass auch zur Abwitterungs-Konstanten und -halbwertszeit entsprechend ausführliche Daten bzw. Stichprobensätze existieren (siehe z. B. IAEA 2009, 2010), die prinzipiell an eine (z. B. Log-Normal-) Verteilung approximiert werden können (siehe KIRCHNER 1994). Die Verwendung der o. g. Verteilung ist jedoch für die vorliegende Arbeit bereits zweckmäßig.

**Tabelle 1:** Landwirtschaftliche Parameter

Parameter	Einheit	nachgeordnete Kategorie	Ver- teilungs- typ	Min.	Max.	Best Guess	SD	Quelle
flächenbezogenes jährliches Bewässerungsvolumen $V_{Irr}$	$m^3/m^2 a$	gemittelt über alle Pflanzen	-	-	-	223,0	-	MÜLLER (1996), STAUDT ET AL. (2013a)
flächenbezogener jährlicher pflanzlicher Ertrag $Y_p$	$kg FM/m^2 a^1$	Gras	-	-	-	0,8	-	FAO (2010), DESTATIS (2010)
		Mais	-	-	-	4,4	-	
		Getreide	-	-	-	0,7	-	
		Blattgemüse	-	-	-	3,1	-	
		Fruchtgemüse	-	-	-	3,1	-	
		Kartoffeln	-	-	-	4,4	-	
		Früchte	-	-	-	2,0	-	
Zeitraum nach Deposition $t_g$ (Bewässerungs- perioden)	d	Gras	-	-	-	180,0		PRÖHL & MÜLLER (1996)
		Mais	-	-	-	120,0		
		Getreide	-	-	-	120,0		
		Blattgemüse	-	-	-	270,0		
		Fruchtgemüse	-	-	-	150,0		
		Kartoffeln	-	-	-	120,0		
		Früchte	-	-	-	180,0		
täglich inkorporiertes Volumen an Grundwasser durch das Nutztier $k$ $V_{Ing,k}$	l/d	alle Nutztiere	Milchkuh	Rind	Schwein	Schaf	Huhn	PRÖHL ET AL. (2004), KTBL (2009)
			75,0	40,0	8,0	4,0	0,25	
täglich inkorporierte Masse an pflanzlichen Futtermittel $p$ durch das Nutztier $k$ $M_{Ing,p,k}$	$kg FM/d$	Gras	70,0	-	-	5,0	-	
		Mais	-	25,0	-	-	-	
		Getreide	-	-	4,0	-	0,12	

Parameter	Einheit	nachgeordnete Kategorie	Ver- teilungs- typ	Min.	Max.	Best Guess	SD	Quelle
Abwitterungs- konstante <sup>22</sup> $\lambda_w$	d	alle Pflanzen (10-; 20-; 30-d- Äquivalente)	T	2,32E-02	6,93E-02	<b>3,47E-02</b>	-	PRÖHL & MÜLLER (1996)

Gemäß der ICRP (2000, 2013) „sollten die unterstellten Gewohnheiten und Charakteristika der kritischen Gruppe auf der Basis vernünftig-konservativer und plausibler Annahmen sowie unter Vergleich gegenwärtiger Lebensstile und Standort- oder regionalspezifischer Informationen gewählt werden“<sup>23</sup>. Die Ableitung der **sozialen Parameter** (Lebensgewohnheiten, Habit Data) des vorliegenden Modells folgt im vorliegenden Ansatz mangels Verfügbarkeit adäquaterer Daten jedoch konservativen Werten bzw. hohen Perzentilen lokaler statistischer Erhebungen gemäß der aktuellen Strahlenschutzverordnung (BRD 2001)<sup>24</sup>. Die Parametrisierung der Habit Data der repräsentativen Personen im Rahmen von Sicherheitsanalysen von Endlagern für radioaktive Reststoffe sollte in diesem Zusammenhang prinzipiell durch die Genehmigungsbehörde erfolgen (ICRP 2006b), in Deutschland sind dahingehend jedoch bisher keine verbindlichen Angaben gemacht worden. Hinsichtlich des Aufenthalts wird ebenfalls konservativ eine permanente Exposition auf kontaminiertem Gelände unterstellt (siehe Tabelle 2).

<sup>22</sup> Im eigentlichen Sinne ebenfalls als physikalischer Parameter zu betrachten, da Nuklid-unabhängig hier jedoch als landwirtschaftlicher Parameter klassifiziert.

<sup>23</sup> “The habits and characteristics assumed for the critical group should be chosen on the basis of reasonably conservative and plausible assumptions, considering current lifestyles as well as the available site or region specific information”.

<sup>24</sup> Konservativer Ansatz, der gegenwärtig im Rahmen von Genehmigungsverfahren für kerntechnische Anlagen verfolgt wird. Zur Anwendung für Endlager von radioaktiven Reststoffen ist dieser jedoch ungeeignet (BIESOLD ET AL. 2004).

**Tabelle 2:** Soziale Parameter

Parameter	Einheit	nachgeordnete Kategorie	Best Guess	Quelle
jährlich inkorporiertes Volumen an Trinkwasser $V_{ing}$	l/a	-	730,0	BRD (2001)
jährlich inkorporierte Masse an pflanzlichem oder tierischen Nahrungsmittel $M_{ing}$	kg FM/a	Getreide	110,0	
		Blattgemüse	13,0	
		Fruchtgemüse	40,0	
		Kartoffeln	55,0	
		Obst	35,0	
		Schweinefleisch	55,7	
		Rindfleisch	13,2	
		Schafffleisch	0,7	
		Geflügelfleisch	15,5	
		Eier	12,0	
		Milch <sup>25</sup>	130,0	
		Süßwasserfisch	1,3	
Inhalationsvolumen an Atemluft $V_{inh}$	m <sup>3</sup> /h	-	0,92	
jährliche Aufenthaltsdauer auf potentiell kontaminiertem Untergrund $t_o$	h/a	Acker	8760	mögliches Max.

Die **atmosphärische Staubkonzentration** als Standort- bzw. **Objekt-spezifischer Parameter** bildet möglicherweise einen sensitiven Parameter zum Expositionspfad „Inhalation kontaminierter Bodenpartikel“. Ein häufig innerhalb von Biosphärenmodellen deutscher Referenzstandorte (z. B. (PRÖHL ET AL. 2005, SEMIOSHKINA ET AL. 2012) unterstellter „Best Guess“- Wert der Staubkonzentration beträgt dabei 2,0E-08 kg m<sup>-3</sup>. Eine im Rahmen des Projekts BIOMASS (IAEA 2003) postulierte

<sup>25</sup> Die Dichte von Milch betrage vereinfacht näherungsweise 1,0 kg l<sup>-1</sup>.

Annahme hinsichtlich trockener Böden beträgt beispielweise  $1,0\text{E-}07 \text{ kg m}^{-3}$  und rangiert somit lediglich eine Größenordnung über dem erstgenannten Wert. SEMIOSHKINA ET AL. (2012) verwenden eine Dreiecksverteilung mit einer unterstellten staubfreien Atmosphäre als Minimum, einen Faktor 10 auf den erstgenannten Wert als Maximum sowie den „Best Guess“ selbst als Modus der PDF zur Berücksichtigung räumlicher und zeitlicher Schwankungen der Staubkonzentration innerhalb der probabilistischen Simulation. Dieser Ansatz wird als Experten-Urteil innerhalb der vorliegenden Arbeit, auch im Hinblick auf die Repräsentation physischer Tätigkeiten (z. B. Pflügen) auf trockenen Böden bzw. im Hinblick auf den Aufenthalt auf Acker zu landwirtschaftlichen Zwecken, ebenfalls verwendet. Weitere Objekt-spezifische Parameter, insbesondere die Oberflächengewässerattribute, sind dem deutschen Ansatz des Projekts BIOMOSA (PRÖHL ET AL. 2005) entnommen.

**Tabelle 3:** Biosphärenobjekt-spezifische Parameter

Parameter	Einheit	nachgeordnete Kategorie	Verteilungstyp	Min.	Max.	Best Guess	Quelle
vertikale Mächtigkeit der Böden $d_s$	m	Acker	-	-	-	2,5E-01	IUR (1992), BMU (2012b)
		Weide	-	-	-	1,0E-01	
Rohdichte der Böden $\rho_s$	kg TM/m <sup>3</sup>	alle Böden	-	-	-	1,35E+03	BAES & SHARP (1983)
		Sand <sup>26</sup>	-	-	-	1,50E+03	
		Lehm	-	-	-	1,42E+03	
volumetrischer Wassergehalt der Böden $\theta_s$	l/m <sup>3</sup>	alle Böden	-	-	-	3,21E+02	BAES & SHARP (1983)
		Sand	-	-	-	2,17E+02	
		Lehm	-	-	-	3,19E+02	
vertikale Mächtigkeit des Oberflächengewässers $d_{sw}$	m	-	-	-	-	3,0E+00	PRÖHL ET AL. (2005)
jährliche Sedimentation des Oberflächengewässers $S_{sw}$	Kg/m <sup>2</sup> a	-	-	-	-	5,0E+00	PRÖHL ET AL. (2005)

<sup>26</sup> Für sandige Lehme.

Parameter	Einheit	nachgeordnete Kategorie	Verteilungstyp	Min.	Max.	Best Guess	Quelle
Partikelkonzentration des Oberflächengewässers $C_{par}$	Kg/m <sup>3</sup>	-	-	-	-	<b>1,0E-01</b>	PRÖHL ET AL. (2005)
Umwälzungskonstante des Oberflächengewässers $\lambda_t$	1/a	-	-	-	-	<b>2,0E+00</b>	PRÖHL ET AL. (2005)
Staubkonzentration der Atmosphäre $C_d$	Kg/m <sup>3</sup>	alle Böden	T	0,0E+00	2,0E-07	<b>2,0E-08</b>	PRÖHL ET AL. (2005), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)

Der **Akkumulationszeitraum** bzw. eine stetige Nuklidanreicherung im Boden unter kontinuierlicher (und konstanter) Bewässerung mittels kontaminiertem Grundwasser wird auf zehntausend Jahre<sup>27</sup> festgelegt. Bei der Berücksichtigung von Zerfallsprodukten wäre innerhalb dieses Zeitraumes ebenso ein Gleichgewicht zwischen Mutter- und Tochternukliden erreicht (PRÖHL ET AL. 2004). Besitzt das Tochternuklid eine längere physikalische Halbwertszeit als das Mutternuklid, wäre ein Gleichgewichtszustand ohnehin nicht einstellbar. Die im vorliegenden Ansatz betrachteten Nuklide bilden in diesem Zusammenhang jedoch ohnehin jeweils stabile Zerfallsprodukte.

## 6.2.2 Nuklid-spezifische Parameter

Sind hinsichtlich der kinetischen (Transfer- und Migrations-) Prozesse in der Umwelt die chemischen Eigenschaften eines Elements (also die Interaktionen der Außenelektronen) entscheidend, müssen für Sachverhalte, bei denen Halbwertszeit, Zerfallsart und -energie involviert sind, zusätzlich auch ebendiese nuklid-spezifischen kernphysikalischen Eigenschaften berücksichtigt werden. Dies betrifft neben dem Zerfall und damit dem Austrag aus dem System insbesondere die Radiotoxizität bzw. die Konversion einer inkorporierten Aktivität in eine Organ- oder effektive Dosis. In diesem Zusammenhang verwendete nuklid-spezifische **Dosiskoeffizienten** (die effektive Dosis einer Referenz-Person bezogen auf eine normierte inkorporierte Aktivität oder auf die durch externe

<sup>27</sup> Beispielhafter Nachweiszeitraum für ein Endlager für schwach- und mittelaktive Abfälle (deutsche Klassifikation) bzw. Low and Intermediate Level nuclear Waste (LILW, Klassifikation der IAEA). Akkumulationszeiträume könnten ebenso in Anlehnung an die geforderten Nachweiszeiträume für die Endlagerung hochradioaktiver wärmeentwickelnder Abfälle (deutsche Klassifikation) bzw. High Level nuclear Waste (HLW, Klassifikation der IAEA) gewählt werden.



---

Bestrahlung erhaltene Energiedosis, ggf. auch angegeben als normierte Aktivitätskonzentration eines umgebenden Mediums, siehe z. B. ICRP 2012) implizieren analog des Dosiskonversionsfaktors<sup>28</sup> jeweils ebenfalls ein konzeptuelles sowie ein mathematisches (Kompartiment-) Modell. Hinsichtlich der Ingestion wird dahingehend beispielweise das biokinetische Modell für den Verdauungstrakt der ICRP (2006a) sowie hinsichtlich der Inhalation das Modell für das Atmungssystem der ICRP (1994) verwendet. Für die externe Exposition existieren zahlreiche anthropomorphe Computerphantome (siehe z. B. ICRP 2009), die gemeinsam mit Monte-Carlo-basierten Strahlungstransportberechnungen zur Bestimmung entsprechender Effektiv- oder Organdosen für verschiedene Bestrahlungsgeometrien, Strahlungsarten und -energien verwendet werden können. Das dabei unterstellte Referenz-Rechenszenarium beinhaltet dabei jedoch meist ausschließlich die physiologischen (z. B. Stoffwechselprozesse und -raten) sowie anatomischen Verhältnisse (insbesondere die Volumina und die Lage von Organen und Geweben) eines „Referenzmenschen“ (z. B. ICRP 1975, 2002). Folglich wird hierbei die interindividuelle Variabilität der Personen in einer Population nicht berücksichtigt. Untersuchungen seitens DUNNING & SCHWARZ (1981) offerierten in diesem Zusammenhang beispielweise einen Faktor 3 zwischen dem 99-Perzentil und dem Mittelwert der Schilddrüsendosis durch Inkorporation von <sup>131</sup>I innerhalb von Kohorten jeweils gleicher Altersklassen. Die wesentlichen Einflussfaktoren bildeten hierbei die Masse der Schilddrüse sowie die Aufnahme und die Retention des inkorporierten Iods. Trotz der Empfehlung seitens der ICRP (2006b) im Rahmen der Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe ausschließlich deterministische Dosiskoeffizienten zu verwenden, sollte daher künftig auch eine Berücksichtigung der interindividuellen Variabilität erfolgen<sup>29</sup>. Eine Schätzung der Schwankungsbreite des Dosiskoeffizienten für die Inkorporation von <sup>131</sup>I wäre dabei beispielweise nach HARB (2003) tendenziell durch Verwendung einer logarithmischen Normalverteilung mit einer geometrischen Standardabweichung von 2 ermöglicht. APOSTOAEI & MILLER (2004) geben beispielweise einen logarithmisch-normalverteilten Dosiskoeffizienten mit einer geometrischen Standardabweichung von 2,6 für die Knochenoberfläche sowie von 2,4 für das rote Knochenmark nach Ingestion von <sup>90</sup>Sr an. Für den methodischen Ansatz innerhalb der vorliegenden Arbeit wird jedoch keine stochastische Variation des Dosiskoeffizienten vorgenommen, die deterministischen Werte sind dahingehend bereits ausreichend. Für die Ingestion und Inhalation werden die

---

<sup>28</sup> Der Dosiskonversionsfaktor ist in diesem Zusammenhang eine Kombination aus umweltkinetischer Modellierung eines Nuklids, den Ernährungs- und Aufenthaltsgewohnheiten eines Individuums sowie der biokinetischen Modellierung (der inneren Exposition) und der Modellierung der externen Exposition, wobei die gesamte Modellierung betreffend das Individuum innerhalb gängiger Langzeitsicherheits- bzw. radiologischen Konsequenzanalysen ab der Inkorporation bzw. der externen Exposition nicht weiter explizit behandelt wird.

<sup>29</sup> Dies gilt insbesondere für die Verbesserung der Risikokommunikation mit Beteiligten oder Betroffenen eines atomrechtlichen Genehmigungsverfahrens. Entsprechende Bestrebungen zur Behandlung der interindividuellen Variabilität bestehen darüber hinaus bereits als Entwicklung einer Patienten-spezifischen Dosimetrie in der Nuklearmedizin sowie bei epidemiologischen Studien (UNSCEAR 2012). Für die interne Dosimetrie wäre diesbezüglich beispielsweise die Nutzung statistischer Phantome zielführend (siehe MOFRAD ET AL. 2010).

Dosiskoeffizienten der ICRP (2012) sowie der Dosiskoeffizient für die externe Exposition von ECKERMAN & LEGGETT (1996) verwendet.

**Tabelle 4:** Nuklid-spezifische Parameter

Parameter	Einheit	nachgeordnete Kategorie		<sup>135</sup> Cs	<sup>129</sup> I	Quelle
Zerfallskonstante $\lambda_n$	1/a	-		3,47E-07	5,98E-08	MAGILL ET AL. (2012)
Effektivdosiskoeffizient hinsichtlich der Ingestion <sup>30</sup> $g_{ing}$	Sv/Bq	-		2,00E-09	1,10E-07	ICRP (2012)
Effektivdosiskoeffizient hinsichtlich der Inhalation $g_{inh}$	Sv/Bq	Inhalations- klasse	M	-	-	ICRP (2012)
			F	6,90E-10	3,60E-08	
Effektivdosiskoeffizient hinsichtlich der externen Exposition $g_{ext}$	Sv/h pro Bq/m <sup>3</sup>	homogene Nuklidverteilung in unendlicher Tiefe		6,20E-19	1,80E-16	ECKERMAN & LEGGETT (1996)

### 6.2.3 Element-spezifische Parameter

Nachfolgend wird die Konstruktion der Verteilungen für die Element-spezifischen Parameter erläutert. Eingangswerte für die deterministische Simulation entsprechen in diesem Zusammenhang jeweils den arithmetischen Mitteln bzw. den Erwartungs- oder Modalwerten von deren Verteilungen sowie deren Grenzen (siehe nachfolgende Tabellen 5 bis 13).

Die Konstruktion der Verteilungsdichten der **Interzeptions-** und **Translokationsfaktoren** basiert jeweils auf Experten-Urteilen und folgt den Ansätzen seitens SEMIOSHKINA ET AL. (2012)<sup>31</sup>, hierbei der Nutzung einer Dreiecksverteilung mit dem Dreifachen des Modus als Maximum sowie einem Drittel

<sup>30</sup> Für die Dosiskoeffizienten hinsichtlich der Inkorporation gilt die 50-jährige Folgedosis eines Erwachsenen. Für den Dosiskoeffizienten hinsichtlich der externen Exposition werden eine homogene Verteilung der Nuklide und eine unendliche Bodentiefe zugrunde gelegt.

<sup>31</sup> Analog der Abwitterungs-Konstanten (siehe Fußnote 21) sei hierbei ebenfalls angemerkt, dass auch zu den Interzeptions- und Translokationsfaktoren entsprechend ausführliche Daten bzw. Stichprobensätze existieren (siehe z. B. IAEA 2009, 2010). Die Verwendung der o. g. Verteilung ist jedoch für die vorliegende Arbeit bereits zweckmäßig.

des Modus als Minimum der Verteilung<sup>32</sup>. Die entsprechenden Modalwerte des Interzeptionsfaktors werden dabei rechnerisch über den Blattflächenindex, die Beregnungsintensität und einen Element-spezifischen Retentionsfaktor mittels des empirischen Ansatzes von MÜLLER & PRÖHL (1993), HOFFMAN ET AL. (1995) sowie PRÖHL & HOFFMAN (1996) bestimmt<sup>33</sup>. die entsprechenden Modalwerte für den Translokationsfaktor sind den Daten seitens MÜLLER & PRÖHL (1993) entnommen.

**Tabelle 5:** Parametrische Verteilungen Interzeptionsfaktor (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie	Verteilungs typ	Min.	Max.	MW	Quelle
Interzeptions-faktor $f_{int}$	-	Cäsium	Gras	T	1,7E-02	1,5E-01	<b>5,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Mais	T	1,7E-02	1,5E-01	<b>5,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Getreide	T	1,7E-02	1,5E-01	<b>5,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Kartoffeln	T	2,0E-02	1,8E-01	<b>6,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Blattgemüse	T	2,7E-02	2,4E-01	<b>8,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Fruchtgemüse	T	2,7E-02	2,4E-01	<b>8,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012) korrigiert
			Obst	T	2,7E-02	2,4E-01	<b>8,0E-02</b>	dieser Ansatz
Interzeptions-faktor $f_{int}$	-	Iod	Gras	T	1,0E-02	9,0E-02	<b>3,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Mais	T	1,0E-02	9,0E-02	<b>3,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Getreide	T	1,0E-02	9,0E-02	<b>3,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Kartoffeln	T	1,0E-02	9,0E-02	<b>3,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Blattgemüse	T	1,3E-02	1,2E-01	<b>4,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Fruchtgemüse	T	1,3E-02	1,2E-01	<b>4,0E-02</b>	SEMIOSHKINA ET AL. (2012) korrigiert
			Obst	T	1,3E-02	1,2E-01	<b>4,0E-02</b>	dieser Ansatz

<sup>32</sup> Eine Begründung für die Nutzung eines Faktors/Divisors 3,0 wird seitens SEMIOSHKINA ET AL. (2012) nicht angegeben.

<sup>33</sup> Analog existieren noch weitere Verfahren zur Ableitung der Verteilung für den Interzeptionsfaktor, z. B. mittels Stichproben (siehe Fußnote 31).

**Tabelle 6:** Parametrische Verteilungen Translokationsfaktor (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie		Verteilungstyp	Min.	Max.	MW	Quelle
Translokations- faktor $f_t$	-	Cäsium/ Iod	Gras	Keine Translokation	-	-	-	<b>1,0E+00</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Mais		-	-	-	<b>1,0E+00</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Getreide		T	3,0E-02	2,7E-01	<b>9,0E-02</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Kartoffeln		T	3,3E-02	3,0E-01	<b>1,0E-01</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Blattgemüse		T	3,3E-01	3,0E+00	<b>1,0E+00</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Fruchtgemüse		T	3,3E-02	3,0E-01	<b>1,0E-01</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Obst		T	3,3E-02	3,0E-01	<b>1,0E-01</b>	MÜLLER & PRÖHL (1993), dieser Ansatz

Die Bestimmung der Dichte des **Anreicherungs- bzw. Anhaftungsfaktors** für Staub basiert ebenfalls auf Experten-Urteil und wird gemäß der EPRI (2009) als dreiecksverteilt mit einem Minimum von 33,3 % sowie einem Maximum von 166,6 % des vorgegeben Modalwertes angenommen. Der entsprechende Modalwert wird dabei den Studien seitens GILLETTE ET AL. (1974) sowie LIVENS & BAXTER (1988) für innerhalb der Bodenzone als kationisch vorliegende Spezies entlehnt. Die auf Experten-Urteil basierenden Dreiecksverteilungen werden innerhalb der Simulationen nicht weiter variiert.

**Tabelle 7:** Parametrische Verteilungen Anreicherungsfaktor (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie	Verteilungstyp	Min.	Max.	MW	Quelle
Anreicherungs- faktor $f_e$	-	Cäsium	alle Böden	T	3,0E-01	1,7E+00	<b>1,0E+00</b>	GILLETTE ET AL. (1974), LIVENS & BAXTER (1988), EPRI (2009), dieser Ansatz
		Iod	alle Böden	T	1,0E+00	5,0E+00	<b>3,0E+00</b>	EPRI (2009)

---

Die Konstruktion der Verteilungen für die **Boden-Pflanze-Transferfaktoren**, die **Biokonzentrationsfaktoren** und den **Bioakkumulationsfaktor** sowie für den **Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten** und die **Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten** wird entsprechend den umfangreichen Dokumenten der IAEA (2009, 2010) vorgenommen. All diese Parameter sind jeweils laborativ oder in-Situ bestimmte Konzentrationsverhältnisse. Die Konstruktion parametrischer Verteilungen für die Boden-Pflanze-Transferfaktoren, die Biokonzentrationsfaktoren sowie der Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten erfolgt dabei anhand der Nutzung aller in den o. g. Dokumenten angegebenen Informationen (den Momenten der jeweiligen Stichproben als Punktschätzer der arithmetischen und geometrischen Mittel, der entsprechenden unverzerrten Standardabweichungen sowie den Minima und Maxima) in drei verschiedenen nachfolgend beschriebenen Ansätzen. Die Verteilung des Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten kann bereits an dieser Stelle aufgrund erfolgter Anpassungstests mit Originaldaten als logarithmisch-normalverteilt angenommen werden (CIFROY ET AL. 2009). Für den Bioakkumulationsfaktor sind ausschließlich Punktschätzer des geometrischen Mittels und der zugehörigen geometrischen Standardabweichung sowie die jeweiligen Grenzen der Stichprobe angegeben, dessen Verteilung wird dahingehend ausschließlich mittels dieser Momente konstruiert. Für Cäsium werden alle nachfolgend beschrieben drei Methoden zur Konstruktion von Verteilungen mittels Stichproben im Rahmen von drei Rechenfällen angewandt. Für Iod werden aufgrund der eingeschränkten Datenlage die Ergebnisse von lediglich zwei Rechenfällen, zum einen unter Konstruktion von Log-Normalverteilungen für alle physikalischen Eingangsparameter unabhängig vom Umfang und der Bandbreite derer Stichproben sowie zum anderen zusätzlich unter Verwendung der Log-Gleichverteilung unter Berücksichtigung der in den nachfolgenden Kap. 6.2.3.1 und 6.2.3.3 genannten Randbedingungen an die Stichproben verglichen.

#### **6.2.3.1 Konstruktion parametrischer Verteilungen mittels geometrischer Momente**

Die Konstruktion der Verteilungen für die Boden-Pflanze-Transfer-, die Biokonzentrationsfaktoren sowie der Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten (hierbei auch der Bioakkumulationsfaktoren und der Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten) erfolgt gemäß der Vorgehensweise von SIMON-CORNU ET AL. (2015) unter direkter Nutzung der in den Dokumenten der (IAEA 2009, 2010) angegebenen Punktschätzer der geometrischen Mittel (GM), den zugehörigen geometrischen Standardabweichungen (GSD) sowie den entsprechenden Minima- und Maxima (Min., Max.) der Stichproben. Eine direkte Bestimmung der parametrischen Verteilungsdichte beispielsweise durch Bestimmung von deren Schiefe und Wölbung (wie für den Sediment-Wasser-Verteilungs-

---

koeffizienten durch CIFFROY ET AL. 2009 bereits durchgeführt) war durch SIMON-CORNU ET AL. (2015) aufgrund der fehlenden Originaldaten nicht möglich. In Anlehnung an CULLEN & FREY (1999) wurden daher für die Boden-Pflanze-Transfer-, die Biokonzentrations- und die Bioakkumulationsfaktoren die zugrundeliegenden Prozesse der eigentlichen Datengenese berücksichtigt. In diesem Zusammenhang kann unter Berücksichtigung des zentralen Grenzwertsatzes angenommen werden, dass die Ergebnisse der Multiplikation positiver unabhängiger Variablen annähernd einer logarithmischen Normalverteilung entsprechen (MURPHY 1998). Es wurde daher unterstellt, dass auch ein Transferfaktor (oder allgemein ein Konzentrationsverhältnis) das Ergebnis der Multiplikation einer gewissen Anzahl von unbekannten positiven Parametern (jeder dabei einen Mechanismus auf molekularer oder zellulärer Ebene darstellend) repräsentiert und dabei alle individuellen Mechanismen sukzessive am generellen Mechanismus des Transfers beteiligt sind. Die Schlussfolgerung lautet daher, dass auch die Transferfaktoren logarithmisch-normalverteilt sind (SIMON-CORNU ET AL. 2015). Dieser Ansatz wurde ebenfalls im Rahmen des ERICA-Projektes der Europäischen Kommission zur Konstruktion von PDFs verfolgt (BERESFORD ET AL. 2007). Auf dieser Basis sowie mittels der innerhalb den Dokumenten der IAEA (2009, 2010) angegebenen Momente (arithmetische und geometrische Mittel sowie jeweilige Standardabweichungen) konnte nun anhand der Momentenmethode eine Schätzung der Momente der logarithmischen Normalverteilungen durchgeführt werden. In diesem Zusammenhang entsprechen die geometrischen Momente der Log-Normalverteilung direkt dem geometrischen Mittel sowie der geometrischen Standardabweichung<sup>34</sup> der jeweiligen Stichproben. Anschließend wurden mittels Quantil-Quantil-Plots entsprechende Anpassungsgütetests durchgeführt. Für jede Stichprobe wurden dahingehend zwei bekannte Werte: das Minimum (das 0,5/ $n$ -te empirische Perzentil) sowie das Maximum (das  $1 - 0,5/n$ -te Perzentil) ausgewählt und der Q-Q-Plot erstellt. Anschließend wurden alle Q-Q-Plots für einen Eingangsparameter (z. B. den Boden-Pflanze-Transferfaktor für die Gesamtheit an Elementen und Pflanzen) überlagert dargestellt und die Eignung der Log-Normalverteilung zur Anpassung an die jeweiligen Daten als angemessen beurteilt.

Bei Vorlage einer Stichprobe vom Umfang  $n \geq 10$  erfolgte seitens SIMON-CORNU ET AL. (2015) die Verwendung der Log-Normalverteilung. Diese Vorgehensweise wird ebenfalls im vorliegenden

---

<sup>34</sup> SIMON-CORNU ET AL. (2015) war unklar, ob die angegebenen arithmetischen und geometrischen Standardabweichungen in den Dokumenten der IAEA (2009, 2010) dem unverzerrten Schätzer der Varianz mit  $n - 1$  Freiheitsgraden oder dem verzerrten Schätzer mit  $n$  Freiheitsgraden entsprechen. In Datenanalysen erfolgt häufig die Nutzung des unverzerrten Schätzers der Varianz, wohingegen die Varianz im Maximum-(Log-) Likelihood-Schätzverfahren der verzerrten bzw. „wahren“ Varianz entspricht. Jedoch wurde die daraus resultierende Verzerrung aufgrund der hohen Umfänge der einzelnen Stichproben ( $n \geq 30$ ) von SIMON-CORNU ET AL. (2015) als vernachlässigbar angesehen. Anhand des in IAEA (2009, 2010) angegebenen Minimums, Maximums und des arithmetischen Mittels einer beliebigen Stichprobe vom Umfang  $n = 3$  konnte innerhalb der vorliegenden Arbeit nach Rückrechnung des unbekannten dritten Wertes der jeweilige unverzerrte Schätzer der Varianz als der in IAEA (2009, 2010) verwendete identifiziert werden (obgleich in der Einleitung zu IAEA 2009 wiederum die Formel für den verzerrten Schätzer angegeben ist).

---

Ansatz verfolgt. Zur Vermeidung von Extremwerten wurde zudem die Beschneidung der Verteilung bei dem 2,5- sowie dem 97,5-Perzentil bei einer statistischen Sicherheit von  $p = 0,95$  vorgeschlagen (siehe dazu SIMON-CORNU ET AL. 2015). Im vorliegenden Ansatz werden jedoch, mit Ausnahme des Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten, die Originalgrenzen (entsprechende Minima und Maxima) aus den Datensammlungen verwendet. Bei einer Stichprobe vom Umfang  $2 \leq n \leq 9$  erfolgte im vorliegenden Ansatz die Nutzung der Log-Gleichverteilung, ebenfalls unter Verwendung der Originalgrenzen.

#### **6.2.3.2 Konstruktion parametrischer Verteilungen mittels arithmetischer Momente**

Eine weitere Methodik zur Konstruktion von parametrischen Verteilungsdichten für Konzentrationsverhältnisse bildet nach ALBRECHT & MIQUEL (2010) sowie SEMIOSHKINA ET AL. (2012) die Verwendung der in den Dokumenten der IAEA (1994b, 2009, 2010) angegebenen arithmetischen Mittel, der entsprechenden Standardabweichungen sowie den Minima und Maxima der jeweiligen Stichproben. Unter der Voraussetzung, dass die Stichproben der Parameter wiederum einer logarithmischen Normalverteilung folgen, können die Momente der Normalverteilung direkt den jeweiligen Stichprobenkennwerten entnommen werden (zu den weiteren Randbedingungen siehe Kap. 6.2.3.1). Sowohl in Ecolego als auch in Crystal Ball sind bereits Routinen zur entsprechenden logarithmischen Transformation der Verteilungen implementiert. Die in IAEA (2009, 2010) angegebenen Momente können somit ohne Transformation direkt verwendet werden.

#### **6.2.3.3 Konstruktion parametrischer Verteilungen mittels Grenzen**

Ist der zugrundeliegende Verteilungstyp eines Eingangsparameters unbekannt, kann im Allgemeinen auch eine Gleichverteilung für diesen angenommen werden. Für die Stichproben der Boden-Pflanze-Transferfaktoren, der Biokonzentrationsfaktoren, des Bioakkumulationsfaktors und für den Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten erfolgt daher im vorliegenden Ansatz anhand der in IAEA (2009, 2010) angegebenen Minima und Maxima zusätzlich jeweils die Konstruktion von Gleichverteilungen. Damit werden insbesondere die Randbereiche der jeweiligen Stichproben adäquat innerhalb der Simulation berücksichtigt, entsprechend wird auch ein konservatives Ergebnis des Modellergebnisses erwartet. Gemäß den Empfehlungen von BECKER ET AL. (2009a) wird bei Bandbreiten über mehrere Größenordnungen eine logarithmische Transformation vorgenommen.

**Tabelle 8:** Parametrische Verteilungen Boden-Pflanze-Transferfaktor (Cäsium)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorien	n	Verteilungstyp	Min.	Max.	GM	GSD	AM	SD	Quelle
Boden-Pflanze-Transferfaktor $f_{sp}$	Bq/kg TM pro Bq/kg TM bzw. Bq/kg FM pro Bq/kg TM (für Obst)	Cäsium	Gras, Sand	169	TLN, LU	1,0E-02	4,8E+00	2,9E-01	4,1E+00	<b>6,4E-01</b>	8,6E-01	IAEA (2009, 2010)
			Mais, Lehm	14	TLN, LU	3,2E-03	7,0E-02	1,6E-02	2,7E+00	<b>2,3E-02</b>	2,0E-02	IAEA (2009, 2010)
			Getreide, Lehm	158	TLN, LU	8,0E-04	2,0E-01	2,0E-02	4,1E+00	<b>4,3E-02</b>	5,0E-02	IAEA (2009, 2010)
			Kartoffeln, Lehm	40	TLN, LU	4,8E-03	1,4E-01	3,5E-02	2,3E+00	<b>4,6E-02</b>	3,3E-02	IAEA (2009, 2010)
			Blattgemüse, Lehm	119	TLN, LU	3,0E-04	7,3E-01	7,4E-02	5,0E+00	<b>1,8E-01</b>	2,0E-01	IAEA (2009, 2010)
			Fruchtgemüse, Lehm	5	LU	6,3E-03	3,0E-01	3,3E-02	5,5E+00	<b>9,4E-02</b>	1,3E-01	IAEA (2009, 2010)
			Obst, Lehm	5	LU	9,4E-04	9,2E-03	3,5E-03	8,8E-01	<b>4,5E-03</b>	3,2E-03	IAEA (2009, 2010)

Trockenmassegehalte [%]:  
 Gras 0,20,  
 Mais 0,19,  
 Getreide 0,87,  
 Kartoffeln 0,21,  
 Blattgemüse 0,08,  
 Fruchtgemüse 0,06 (IAEA 2009)



**Tabelle 9:** Parametrische Verteilungen Boden-Pflanze-Transferfaktor (Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorien	n	Verteilungstyp	Min.	Max.	GM	GSD	AM	SD	Quelle
Boden-Pflanze-Transferfaktor $f_{sp}$	Bq/kg TM pro Bq/kg TM bzw. Bq/kg FM pro Bq/kg TM (für Obst)	Iod	Gras, Sand	9	TLN, LU	9,0E-04	8,5E-03	1,8E-03	2,1E+00	<b>2,4E-03</b>	2,5E-03	IAEA (2009, 2010)
			Mais, Lehm	-	TLN, LU	1,0E-02	1,0E+00	-	-	<b>1,0E-01</b>	1,0E-01	MÜLLER & PRÖHL (1993) SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Getreide, Lehm	5	TLN, LU	1,0E-04	1,2E-03	3,6E-04	2,5E+00	<b>5,0E-04</b>	4,3E-04	IAEA (2009, 2010)
			Kartoffeln, Lehm	1	TLN, LU	1,0E-02	1,0E+00	-	-	<b>1,0E-01</b>	1,0E-01	IAEA (2009, 2010) SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Blattgemüse, Lehm	8	TLN, LU	1,1E-03	8,0E-03	4,1E-03	1,9E+00	<b>4,7E-03</b>	2,3E-03	IAEA (2009, 2010)
			Fruchtgemüse, Lehm	1	TLN, LU	1,0E-02	1,0E+00	-	-	<b>1,0E-01</b>	1,0E-01	IAEA (2009, 2010) SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Obst, Lehm	5	TLN, LU	4,1E-04	3,1E-02	6,3E-03	1,6E+00	<b>1,2E-02</b>	1,2E-02	IAEA (2009, 2010)

**Tabelle 10:** Parametrische Verteilungen Bioakkumulationsfaktor (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie	n	Verteilungstyp	Min.	Max.	GM	GSD	Quelle
Bioakkumulationsfaktor $f_{ba}$	l/kg FM	Cäsium	Fisch, generisch, gesamt	145	TLN, LU	7,5E+01	2,4E+04	<b>3,0E+03</b>	2,6E+00	IAEA (2009, 2010)
		Iod	Fisch, generisch, gesamt	84	TLN	1,0E+02	4,5E+04	<b>6,5E+02</b>	2,1E+00	IAEA (2009, 2010)

**Tabelle 11:** Parametrische Verteilungen Biokonzentrationsfaktor (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie	n	Verteilungstyp	Min.	Max.	GM	GSD	AM	SD	Quelle
Bio- konzentrationsfaktor $f_{bc}$	d/kg FM bzw. d/l (für Milch)	Cäsium	Rindfleisch	58	TLN, LU	4,7E-03	9,6E-02	2,2E-02	2,4E+00	<b>3,0E-02</b>	2,3E-02	IAEA (2009, 2010)
			Schweinefleisch	22	TLN, LU	1,2E-01	4,0E-01	2,0E-01	1,5E+00	<b>2,2E-01</b>	9,0E-02	IAEA (2009, 2010)
			Schafffleisch	41	TLN, LU	5,3E-02	1,3E+00	1,9E-01	2,2E+00	<b>2,7E-01</b>	2,6E-01	IAEA (2009, 2010)
			Geflügelfleisch	13	TLN, LU	1,2E+00	5,6E+00	2,7E+00	1,6E+00	<b>3,0E+00</b>	1,3E+00	IAEA (2009, 2010)
			Milch	288	TLN, LU	6,0E-04	6,8E-02	4,6E-03	2,0E+00	<b>6,1E-03</b>	6,3E-03	IAEA (2009, 2010)
			Ei	11	TLN, LU	1,6E-01	7,1E-01	4,0E-01	1,5E+00	<b>4,3E-01</b>	1,6E-01	IAEA (2009, 2010)
		Iod	Rindfleisch	5	TLN, LU	2,0E-03	3,8E-02	6,7E-03	3,2E+00	<b>1,2E-02</b>	1,5E-02	IAEA (2009, 2010)
			Schweinefleisch	2	TLN, LU	1,5E-02	6,6E-02	-	-	<b>4,1E-02</b>	4,1E-02	IAEA (2009, 2010), dieser Ansatz
			Schafffleisch	1	TLN, LU	3,0E-03	3,0E-01	-	-	<b>3,0E-02</b>	3,0E-02	IAEA (2009, 2010) SEMIOSHKINA ET AL. (2012)
			Geflügelfleisch	3	TLN, LU	4,0E-03	1,5E-02	8,7E-03	2,0E+00	<b>1,0E-02</b>	5,6E-03	IAEA (2009, 2010)
			Milch	104	TLN	4,0E-04	2,5E-02	5,4E-03	2,4E+00	<b>9,1E-03</b>	7,0E-03	IAEA (2009, 2010)
			Ei	4	TLN, LU	1,9E+00	3,2E+00	2,4E+00	1,3E-03	<b>2,4E+00</b>	5,7E-01	IAEA (2009, 2010)

**Tabelle 12:** Parametrische Verteilungen Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizient (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie	n	Verteilungstyp	Min.	Max.	GM	GSD	AM	SD	Quelle
Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizient $K_d$	l/kg TM	Cäsium	Sand	114	TLN	1,0E+01	3,5E+04	5,3E+02	6,0E+00	<b>2,2E+03</b>	5,0E+03	IAEA (2009, 2010)
			Lehm	191	TLN	3,9E+01	5,5E+04	3,5E+03	4,0E+00	<b>7,2E+03</b>	9,9E+03	IAEA (2009, 2010)
		Iod <sup>35</sup>	Sand	48	TLN	1,0E-02	1,3E+02	4,1E+00	7,0E+00	<b>1,3E+01</b>	2,0E+01	IAEA (2009, 2010)
			Lehm	129	TLN	2,0E-01	5,4E+02	8,0E+00	4,0E+00	<b>2,5E+01</b>	7,0E+01	IAEA (2009, 2010)

**Tabelle 13:** Parametrische Verteilungen Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient (Cäsium und Iod)

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorie	n	Verteilungstyp	2,5-Perzentil	9,75-Perzentil	GM	GSD	Quelle
Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient $K_{d,sw}$	l/kg TM	Cäsium	in situ	219	TLN	8,3E+02	1,0E+06	<b>2,9E+04</b>	5,9E+00	CIFFROY ET AL. (2009), SIMON-CORNU ET AL. (2015)
		Iod	Sorption, oxydisch	158	TLN	2,2E+01	8,6E+05	<b>4,4E+03</b>	1,4E+01	CIFFROY ET AL. (2009), SIMON-CORNU ET AL. (2015)

<sup>35</sup> Daten für alle Spezies.

---

#### 6.2.4 Abhängigkeiten und Interaktionen

Abhängigkeiten zwischen den Eingangsparametern radioökologischer Modelle sind insbesondere aufgrund der Sorption von Nukliden an die Boden- oder Sedimentmatrix und der daraus resultierenden verminderten Bioverfügbarkeit für die jeweiligen tierischen oder pflanzlichen Organismen als negative Korrelation vorhanden (JONES ET AL. 2004, EPRI 2009, AVILA ET AL. 2010). In der Literatur werden diesbezüglich beispielweise Rangkorrelationskoeffizienten von -0,7 zwischen dem Bioakkumulationsfaktor  $f_{ba}$  und dem Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient  $K_{d,sw}$ , von -0,8 zwischen dem Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten  $K_d$  des Bodens und dem Boden-Pflanze-Transferfaktor  $f_{sp}$  für Weidegras sowie von -0,8 zwischen dem  $K_d$  des Bodens und dem  $f_{sp}$  für Getreide beschrieben (JONES ET AL. 2004)<sup>36</sup>. Derartige Korrelationen oder Abhängigkeiten wären auch für andere Pflanzentypen plausibel. Zusätzlich besteht ein funktionaler Zusammenhang zwischen den innerhalb dieses Ansatzes verwendeten Migrationsraten  $\lambda_m$  und dem Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten (siehe dazu Anhang 3). Übergeordnet bestehen hierbei somit wohl Abhängigkeiten zwischen allen drei dem Boden zugeordneten Parametern. Zudem werden beispielweise Korrelationen von 0,64 (bzw. ein positiver Zusammenhang) zwischen dem  $f_{sp}$  für Weidegras und dem  $f_{sp}$  für Getreide angegeben (JONES ET AL. 2004). Des Weiteren wurden innerhalb der vorliegenden Arbeit mittels eines Datensatzes von KIRCHNER (1994) vorab Abhängigkeiten zwischen dem Biokonzentrationsfaktor für Milch und der Abwitterungs-Konstanten untersucht, konnten jedoch nicht nachgewiesen werden (siehe Anhang 5). Abhängigkeiten sind zudem bei den sozialen Parametern, insbesondere den Ernährungsgewohnheiten der repräsentativen Personen, zu erwarten. Die Deckelung von Verzehrraten und die hohe Variabilität in den Ernährungsgewohnheiten einer Population führen dahingehend gezwungenermaßen zum Ausschluss einzelner Typen an Nahrungsmitteln und somit hohen Korrelation zwischen den einzelnen Lebensmittelklassen (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Beispielweise wird eine lineare Korrelation von -0,7 zwischen den Verzehraten für Getreide und Gemüse angegeben (JONES ET AL. 2004).

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird für <sup>129</sup>I beispielhaft der Einfluss von Abhängigkeiten (hier a-priori-Korrelation, Rangkorrelationskoeffizient von -0,7) zwischen dem Bioakkumulationsfaktor und dem Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient mittels der „Parameter Correlation Setting“-Option innerhalb der Software Ecolego untersucht. Zudem werden mittels Varianz-basierter

---

<sup>36</sup> Die Genese dieser Korrelationskoeffizienten wird jedoch in der o. g. Referenz, sowie auch in der diesbezüglichen Primärliteratur nicht erläutert. Es sind weder Rohdaten oder Scatter-Plots, noch sonstige gemeinsame Verteilungen zu den jeweiligen Parameterkombinationen angegeben. Sehr wahrscheinlich ist, dass es sich hierbei um monotone Zusammenhänge zwischen den Parametern handelt, da die Korrelationskoeffizienten in der verwendeten Software @RISK (PALISADE 2010) als Rangkorrelationskoeffizienten nach SPEARMAN spezifiziert sind.

---

Sensitivitäts-Indizes höherer Ordnung sowohl für  $^{129}\text{I}$  als auch für  $^{135}\text{Cs}$  gezielt Interaktionen zwischen allen physikalischen Parameter des Modells, also der gemeinsame Beitrag der Varianz mehrerer Eingangsparameter zur Varianz des Ergebnisses, analysiert.

## **6.3 Deterministische Simulation**

### **6.3.1 Ergebnisse**

Das Ergebnis der deterministischen Simulation liegt mit einem „Best Guess“-Dosiskonversionsfaktor von  $4,27\text{E-}05$  Sv/a pro Bq/l für  $^{135}\text{Cs}$  innerhalb der gleichen Größenordnung wie das Ergebnis seitens ALBRECHT & MIQUEL (2010) und eine Größenordnung über dem Resultat von SEMIOSHKINA ET AL. (2012), jeweils für gemäßigte Klimata. Abweichungen zum Ergebnis von SEMIOSHKINA ET AL. (2012) sind auf die unterschiedlichen unterstellten Bodenattribute zurückzuführen. Das maximal mögliche Ergebnis (deterministisches Maximum bei Verwendung der je nach Monotonie gewählten Grenzen des Eingangs) liegt mit einem Wert von  $1,00\text{E-}02$  Sv/a pro Bq/l drei Größenordnungen über, das entsprechende Minimum mit einem Ergebniss von  $1,67\text{E-}06$  Sv/a pro Bq/l lediglich eine Größenordnung unter dem „Best Guess“-Wert.

Der innerhalb der vorliegenden Arbeit deterministisch bestimmte DCF für  $^{129}\text{I}$  befindet sich mit  $1,24\text{E-}04$  Sv/a pro Bq/l innerhalb der gleichen Größenordnung wie das Ergebnis der Studie seitens SEMIOSHKINA ET AL. (2012) für gemäßigte Klimata. Das maximal und minimal mögliche Ergebnis liegt dabei mit Werten von  $3,75\text{E-}03$  Sv/a pro Bq/l und  $8,46\text{E-}05$  Sv/a pro Bq/l lediglich jeweils eine Größenordnung über bzw. unter dem „Best Guess“.

### **6.3.2 Sensitivitätsanalyse**

Die Ergebnisse der deterministischen Sensitivitätsanalyse bilden ein Mittel zur Interpretation und Verifikation der nachfolgenden probabilistischen Analyse (ALBRECHT & MIQUEL 2010). Im Rahmen der deterministischen Simulationen des vorliegenden Ansatzes erfolgt dahingehend vorab ein Screening sensibler Expositionspfade anhand der Bestimmung derer Anteile an der Gesamtdosis. Die jeweiligen prozentualen Anteile der Expositionspfade für das Referenz-Szenarium zeigen die Abbildungen 1 und 2.

Die wesentlichen Anteile an der Gesamtdosis für  $^{135}\text{Cs}$  bilden demnach der Verzehr von Getreide, Schweinefleisch und Milch. Wesentliche Gründe dafür liegen in der geringen Mobilität des Cäsiums

---

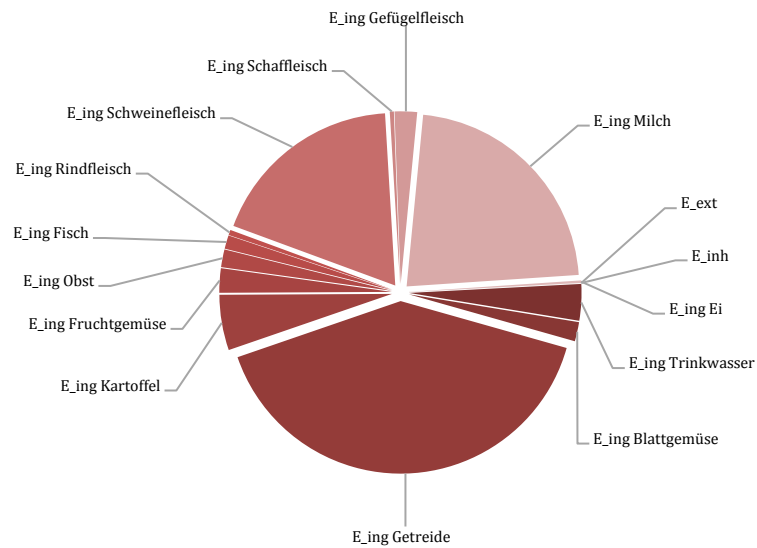
im Boden und den wiederum hohen Transferraten in die nachfolgenden Kompartimente sowie den hohen Konsumraten von genau den o. g. Produkten. Die Anteile der externen Exposition sowie der Inhalation an der Gesamtdosis sind hierbei nicht von Relevanz, was auf den sehr geringen Anteil an inhalierter Aktivität sowie das gegenüber dem radiotoxischen Potenzial durch die Ingestion um eine Größenordnung verringerte radiotoxische Potential durch die Inhalation und den sehr geringen Effektivdosiskoeffizienten für die externe Exposition ( $^{135}\text{Cs}$  ist ein Beta-Strahler mit sehr geringem Gamma-Anteil, langer Halbwertszeit, geringer Zerfallsenergie und stabiler Tochter)<sup>37</sup> zurückzuführen ist. Die Ingestion bildet hinsichtlich des Cäsiums somit die einzig wesentliche Expositionsart. Diese Sachverhalte werden durch die jeweiligen Ergebnisse seitens ALBRECHT & MIQUEL (2010), SEMIOSHKINA ET AL. (2012) sowie STAUDT ET AL. (2013a, b)<sup>38</sup> bestätigt.

Hinsichtlich  $^{129}\text{I}$  stellt der direkte Konsum von Trinkwasser den primären Expositionspfad dar, was auf die hohe Mobilität des Iods im Boden, eine beschleunigte Exkretion und damit auf einen entsprechend niedrigen Transfer in die nachfolgenden Kompartimente (Flora und Fauna) zurückzuführen ist. Der gegenüber  $^{135}\text{Cs}$  um eine Größenordnung höhere DCF bei gleichzeitig niedrigerer Aktivitätsmigration in pflanzliche und tierische Nahrungsmitteln kann durch das gegenüber  $^{135}\text{Cs}$  um zwei Größenordnungen höhere radiotoxische Potential durch die Ingestion erklärt werden. Signifikante Anteile an der Gesamtdosis halten zudem die Ingestion von Süßwasserfisch, Milch und Getreide. Die Ingestion bildet auch für  $^{129}\text{I}$  die einzig relevante Expositionsart. Analog des Cäsiums liegen die Ursachen dabei wiederum auf dem gegenüber der Ingestion weit geringeren radiotoxischen Potential durch die Inhalation und den sehr geringen Effektivdosiskoeffizienten durch die externe Exposition ( $^{129}\text{I}$  ist ein reiner Beta-Strahler mit geringer Zerfallsenergie und sehr langer Halbwertszeit). Diese Anteile der Expositionspfade an der Gesamtdosis für  $^{129}\text{I}$  konnten im Wesentlichen ebenfalls durch Studien seitens SEMIOSHKINA ET AL. (2012) sowie sehr übereinstimmend durch die Arbeiten von STAUDT ET AL. (2013a, b) verifiziert werden.

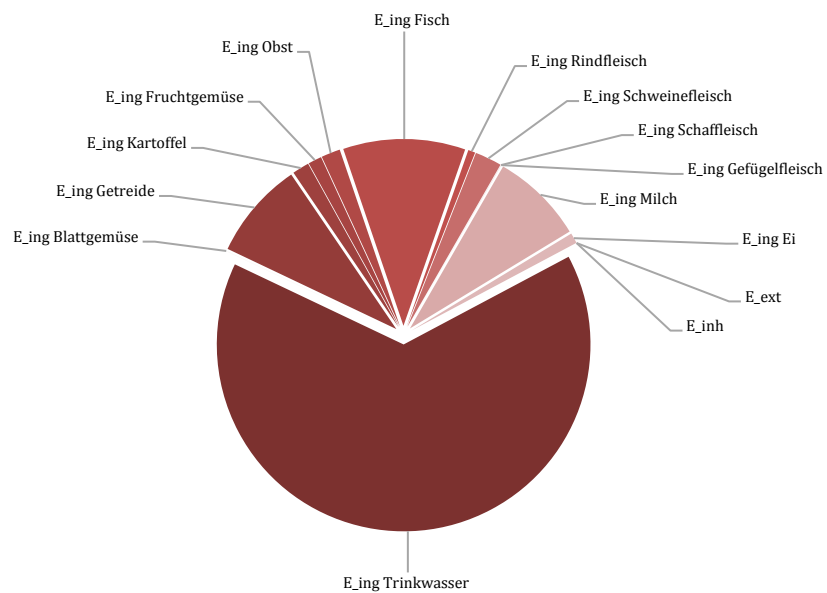
---

<sup>37</sup> Aus einigen dieser Eigenschaften resultiert wiederum die weit untergeordnete Gefährlichkeit gegenüber den Isotopen  $^{134+137}\text{Cs}$ .

<sup>38</sup> Die Ergebnisse der hiesigen Modellierung sind in diesen beiden Fällen aufgrund des abweichenden konzeptuellen (STAUDT ET AL. 2013b) und mathematischen Modellansatzes (STAUDT ET AL. 2013a) jedoch schlecht vergleichbar.



**Abbildung 1:** Anteile der Expositionspfade an der Gesamtdosis von  $^{135}\text{Cs}$



**Abbildung 2:** Anteile der Expositionspfade an der Gesamtdosis von  $^{129}\text{I}$

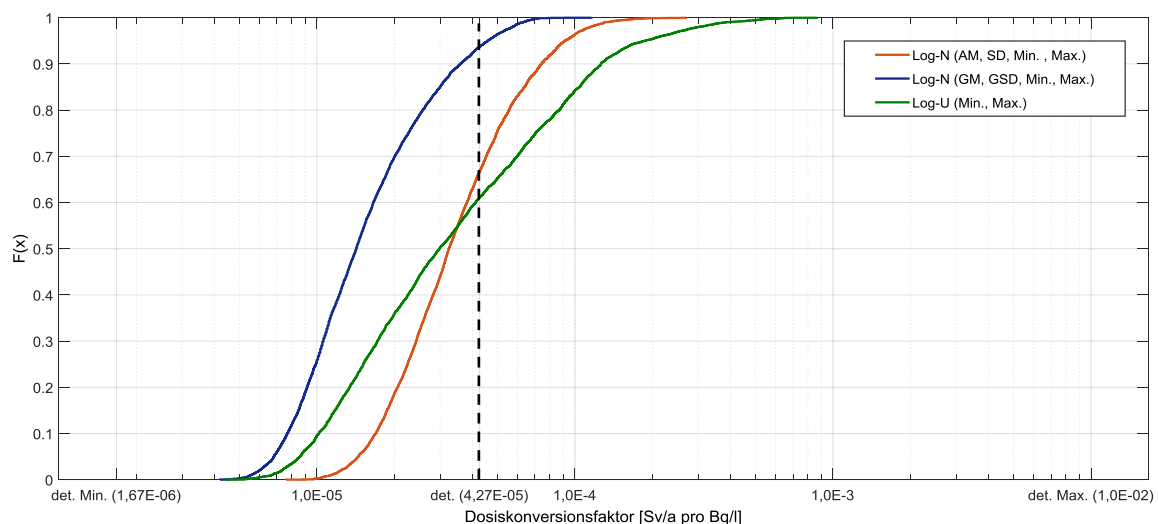
---

## 6.4 1-D Monte-Carlo-Simulation mittels parametrischer Verteilungen

### 6.4.1 Unsicherheitsanalyse

Die Unsicherheitsanalyse im Rahmen der probabilistischen Simulationen erfolgt anhand des Vergleichs der jeweiligen empirischen CDF der Zielgröße (des jeweiligen DCF) unter den unterschiedlichen Ansätzen in der Parametrisierung für Konzentrationsverhältnisse mit dem deterministisch bestimmten Pendant des DCF. Als Vergleichsmaß dient der jeweilige Median (das 50-Perzentil) der Ergebnis-CDF<sup>39</sup>. Die tabellarischen Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse (insbesondere ausgewählte Quantile der einzelnen Funktionen) für beide Nuklide enthält Anhang 7.

In diesem Zusammenhang erfolgt hinsichtlich  $^{135}\text{Cs}$  (Abbildung 3) in allen drei Rechenfällen eine Unterschreitung des deterministisch bestimmten DCFs um einen Faktor 1,3 bis zu 3,0. Bei der Verwendung höherer Perzentile (z. B. dem 60-Perzentil für den Rechenansatz unter Nutzung von Gleichverteilungen sowie dem 70-Perzentil unter Nutzung von Log-Normalverteilungen und arithmetischen Momenten) als Vergleichsmaße ist jedoch ebenso eine Überschreitung des deterministischen DCFs möglich.



**Abbildung 3:** Verteilungen der Ergebnisse der 1-D Monte-Carlo-Simulation von  $^{135}\text{Cs}$  mittels Ecolego unter Verwendung parametrischer Verteilungen der Eingabeparameter

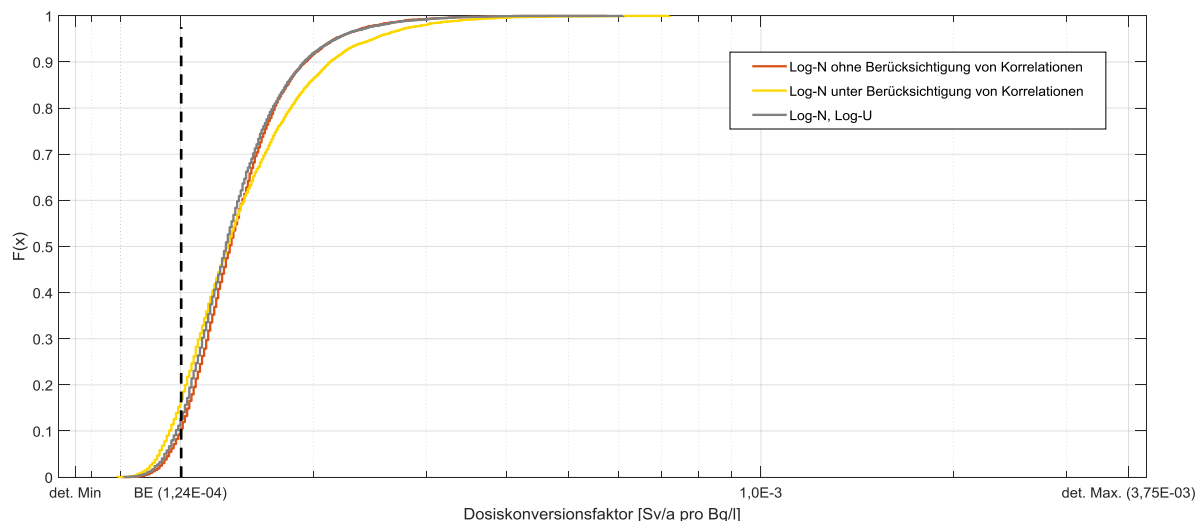
---

<sup>39</sup> Dies erfolgt in Anlehnung an die deutschen Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle (BMU 2010), siehe Kap. 2. Demnach sind „für die numerische Analyse des Langzeitverhaltens des Endlagers im Hinblick auf [...] radiologische Konsequenzen [...] deterministische Rechnungen auf der Basis einer möglichst realitätsnahen Modellierung (z. B. **Medianwerte als Eingangsparameter**) mit der Zielsetzung einer Optimierung des Endlagersystems durchzuführen“.



Die Kurvenverläufe zu den beiden Ansätzen unter Verwendung von Log-Normalverteilungen für die Eingangsparameter sowie die Bandbreiten der jeweiligen Ergebnisse sind jeweils vergleichbar. Die Verwendung von Log-Gleichverteilungen für die Eingabeparameter des Modells führt dabei zu höheren Ergebnissen in den oberen Perzentilen und einer größeren Bandbreite.

Hinsichtlich  $^{129}\text{I}$  erfolgt in allen drei Rechenfällen bereits jeweils in den unteren (10 bis 20-) Perzentilen der Ergebnis-CDFs eine Überschreitung des deterministisch bestimmten DCFs (Abbildung 4). Die Mediane der einzelnen Ergebnis-CDFs überschreiten den deterministischen Wert jeweils um ca. einen Faktor 1,2. Die deterministischen Berechnungen wären in diesem Falle per se nicht mehr als abdeckend zu betrachten. Beide Rechenfälle unter Vernachlässigung von a-priori-Korrelationen liefern ansonsten nahezu deckungsgleiche Ergebnisse. Der Typ der Verteilung für die physikalischen Eingabeparameter besitzt demnach einen sehr geringen Einfluss auf das rechnerische Ergebnis. Die Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen zwischen zwei (im vorliegenden Beispiel als abhängig unterstellten) Eingabeparametern führt hierbei zu geringfügig niedrigeren Werten in den unteren Perzentilen sowie zu geringfügig höheren Werten in den oberen Perzentilen der Ergebnis-CDF und damit ebenso zu einer geringfügig größeren Bandbreite. Die Mediane aller Ergebnis-CDFs sind jedoch vergleichbar.



**Abbildung 4:** Verteilungen der Ergebnisse der 1-D Monte-Carlo-Simulation von  $^{129}\text{I}$  mittels Ecolego unter Verwendung parametrischer Verteilungen der Eingabeparameter sowie unter und ohne Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen

---

Eine Sichtung der oberen und unteren Grenzen der jeweiligen Verteilungen der Ergebnisse von  $^{135}\text{Cs}$  zeigt überwiegend Bandbreiten über drei Größenordnungen. Der Einfluss der Variabilität in den sensitiven physikalischen Parametern auf das Ergebnis scheint somit jeweils relativ groß. Die Bandbreiten der probabilistischen Ergebnis-Verteilungen für  $^{129}\text{I}$  von jeweils lediglich einer Größenordnung lassen hierbei auf einen relativ geringen Einfluss der Variabilität in den Eingangsparametern des Modells schließen.

#### 6.4.2 Sensitivitätsanalyse

Eine Untersuchung von linearen bzw. monotonen Zusammenhängen zwischen Modelleingang und Ergebnis wird mittels der **Regressionsanalyse**, dabei insbesondere der **Korrelationskoeffizienten**  $r$  [-] nach PEARSON und  $r(\text{Rang})$  nach SPEARMAN ermöglicht, wobei ein von der Monotonie des Eingangsparameters abhängiger Wert von  $\pm 1,0$  jeweils einen perfekten Zusammenhang impliziert. Im Rahmen von Vorversuche konnte hierbei für den Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten und die Abwitterungs-Konstante eine fallende, für alle anderen Parameter eine steigende Monotonie beobachtet werden<sup>40</sup>) Die Höhe des Korrelationskoeffizienten zum ausreichenden Erklärungsgrad ist in der Literatur jedoch nicht einheitlich festgelegt und sollte im Einzelfall durch den Analysten bewertet werden. Die zugehörigen Bestimmtheitsmaße (auch Determinations-koeffizienten)  $R^2$ ,  $R^2(\text{Rang})$  [-] bilden dabei die Indikatoren für die Güte des jeweiligen Zusammenhangs, wobei ein Bestimmtheitsmaß von 1,0 für  $R^2$  wiederum einen perfekten linearen, für  $R^2(\text{Rang})$  einen perfekten monotonen Zusammenhang impliziert. Auch die Höhe des entsprechenden Bestimmtheitsmaßes zur Gewährleistung eines ausreichenden Erklärungsgrades sollte im Einzelfall durch den Analysten bewertet werden (KUHLMANN ET AL. 2015).

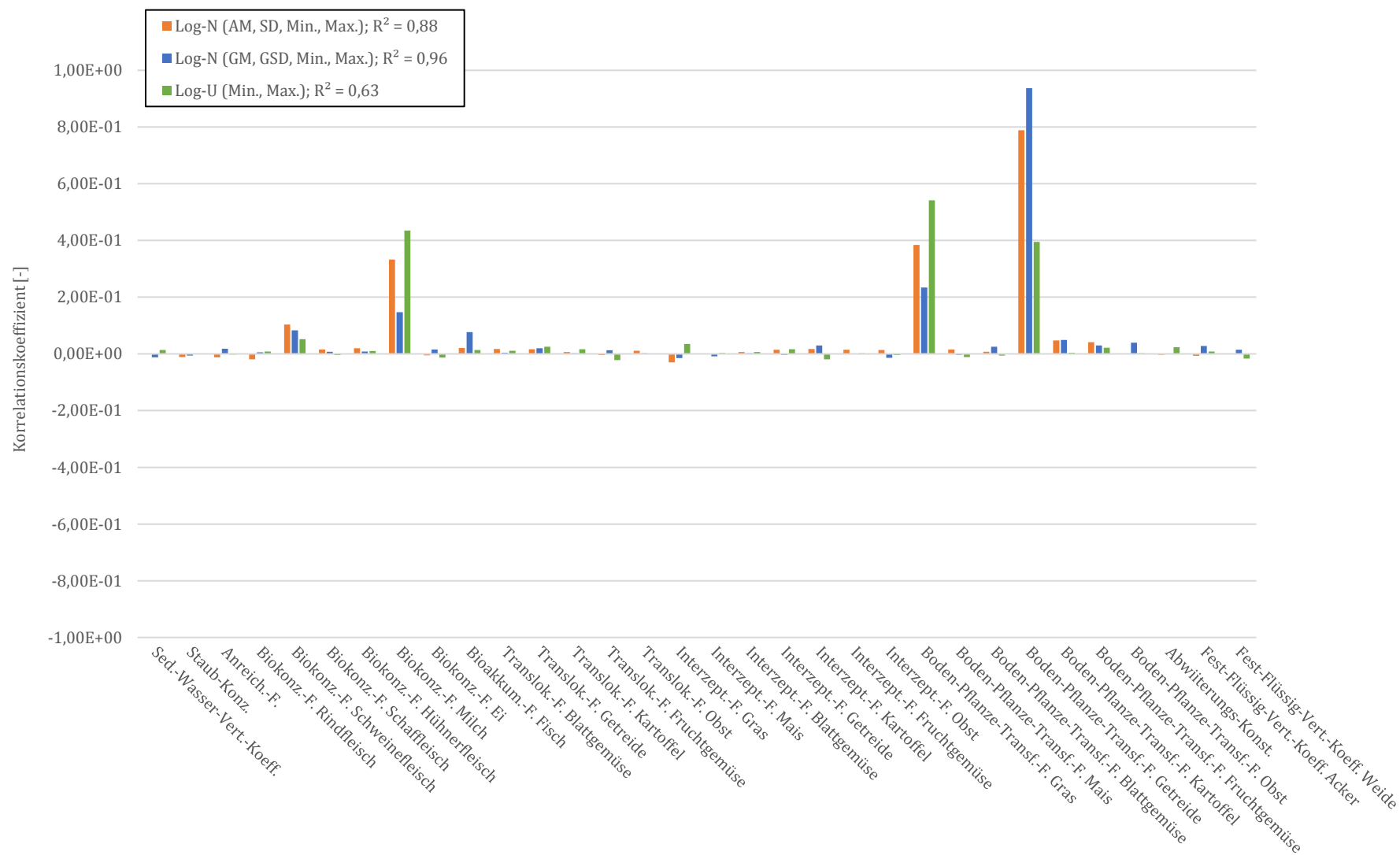
Wie in der grafischen Darstellung der Ergebnisse für  $^{135}\text{Cs}$  (Abbildungen 5 und 6) zu sehen, stellen die Biokonzentrationsfaktoren für Milch (mit jeweils  $r > 0,1$ ) sowie die Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Getreide und Gras (mit jeweils  $r > 0,2$ ) die Parameter mit dem größten Einfluss auf den DCF in den drei Rechenfällen dar (eine tabellarische Darstellung der Resultate für alle Rechenfälle befindet sich in Anhang 6). Der Biokonzentrationsfaktor für Schweinefleisch ist zumindest bei Verwendung der Log-Normalverteilung unter arithmetischen Momenten (mit jeweils  $r > 0,1$ ) noch auffällig. Die Ergebnisse der probabilistischen Sensitivitätsanalyse stehen damit in

---

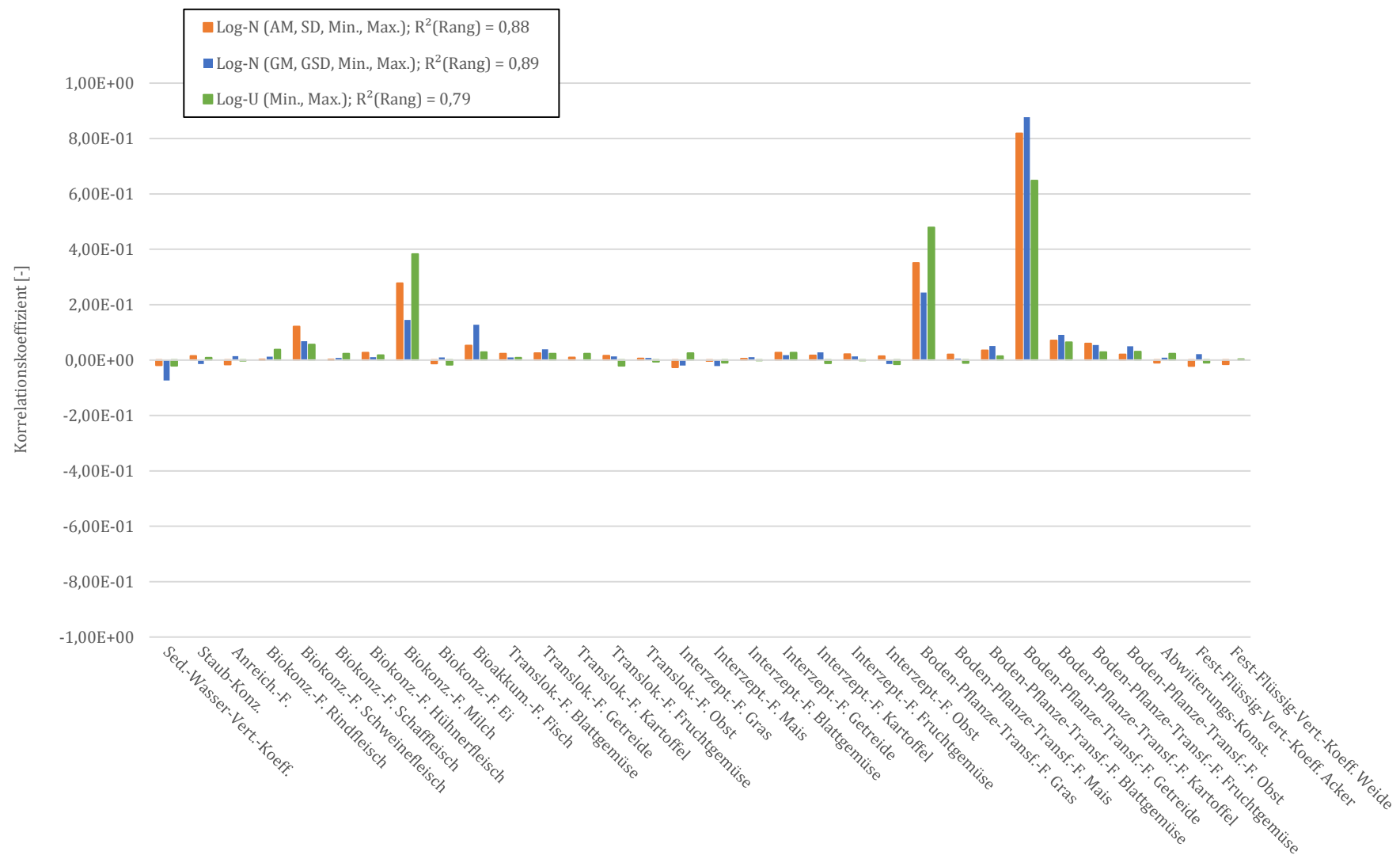
<sup>40</sup> In diesem Zusammenhang tritt die widersprüchliche Verwendung des Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten zu Tage. Eine hohe Sorption an die Bodenmatrix impliziert eine niedrige Aufnahme über die Pflanze, demnach sollte der Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizient eine fallende Monotonie besitzen (vergleiche Kap. 6.2.4). Eine hohe Sorption führt jedoch gleichzeitig auch zu niedrigen Migrationsraten und damit zur Anreicherung der Aktivität im Boden, der Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizient besitzt aufgrund der hohen unterstellten Akkumulationszeit von 10.000 Jahren und der damit einhergehenden Aufkonzentration des Nuklids im Boden im vorliegenden Beispiel jedoch eine steigende Monotonie.

---

hoher Übereinstimmung mit den deterministischen Untersuchungen, hierbei hielten die Expositionspfade zum Verzehr von Milch, Schweinefleisch, Getreide und Kartoffeln die größten Anteile an der Gesamtdosis. Entsprechend sind die am Wirkungspfad „Bewässerung-Wurzelaufnahme-Pflanze-(Nutztier)-Mensch“ beteiligten Parameter in den Ergebnissen der probabilistischen Simulation ebenfalls sehr einflussreich. Der Fokus auf diesen Pfad ist dabei, wie bereits in der deterministischen Sensitivitätsanalyse erläutert, auf die relativ geringe Mobilität von Cäsium im Boden und die damit einhergehende Anreicherung bei gleichzeitig hoher Bioverfügbarkeit des Nuklids zurückzuführen. Die Einflüsse der Interzeptions- und Translokationsfaktoren bzw. die am Wirkungspfad „Bewässerung-Blattoberflächenaufnahme-Pflanze-(Nutztier)-Mensch“ beteiligten Parameter sowie die atmosphärische Staubkonzentration zur Expositionsart Inhalation sind in allen Rechenfällen mit jeweils  $r < \pm 0,04$  nicht von Relevanz. Das Bestimmtheitsmaß für den PEARSON-Korrelationskoeffizienten lässt mit einem Wert 0,96 bei Verwendung geometrischer Momente für Log-Normalverteilungen bereits auf ein lineares Modellverhalten schließen. Dies gilt mit einem Wert von 0,88 für das Bestimmtheitsmaß für die lineare Regression auch bei Verwendung arithmetischer Momente für Log-Normalverteilungen. Zur Identifikation der sensitiven Parameter wären weitere Untersuchungen mittels Varianz-basierter Verfahren somit nicht mehr angezeigt. Jedoch sinkt sowohl der lineare als auch der monotone Zusammenhang bei Verwendung von Log-Gleichverteilungen. Dieser Umstand ist auf die höhere Wichtung von Randbereichen der Verteilungen des Eingangs bzw. den damit erstarkenden Einfluss von Interaktionen zwischen einzelnen Parametern zurückzuführen. Zur Bestimmung möglicher nichtlinearer oder sogar nicht-monotoner Zusammenhänge und von Interaktionen wurden daher zusätzlich Varianz-basierte Verfahren durchgeführt.



**Abbildung 5:** Korrelationskoeffizienten nach PEARSON für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von  $^{135}\text{Cs}$



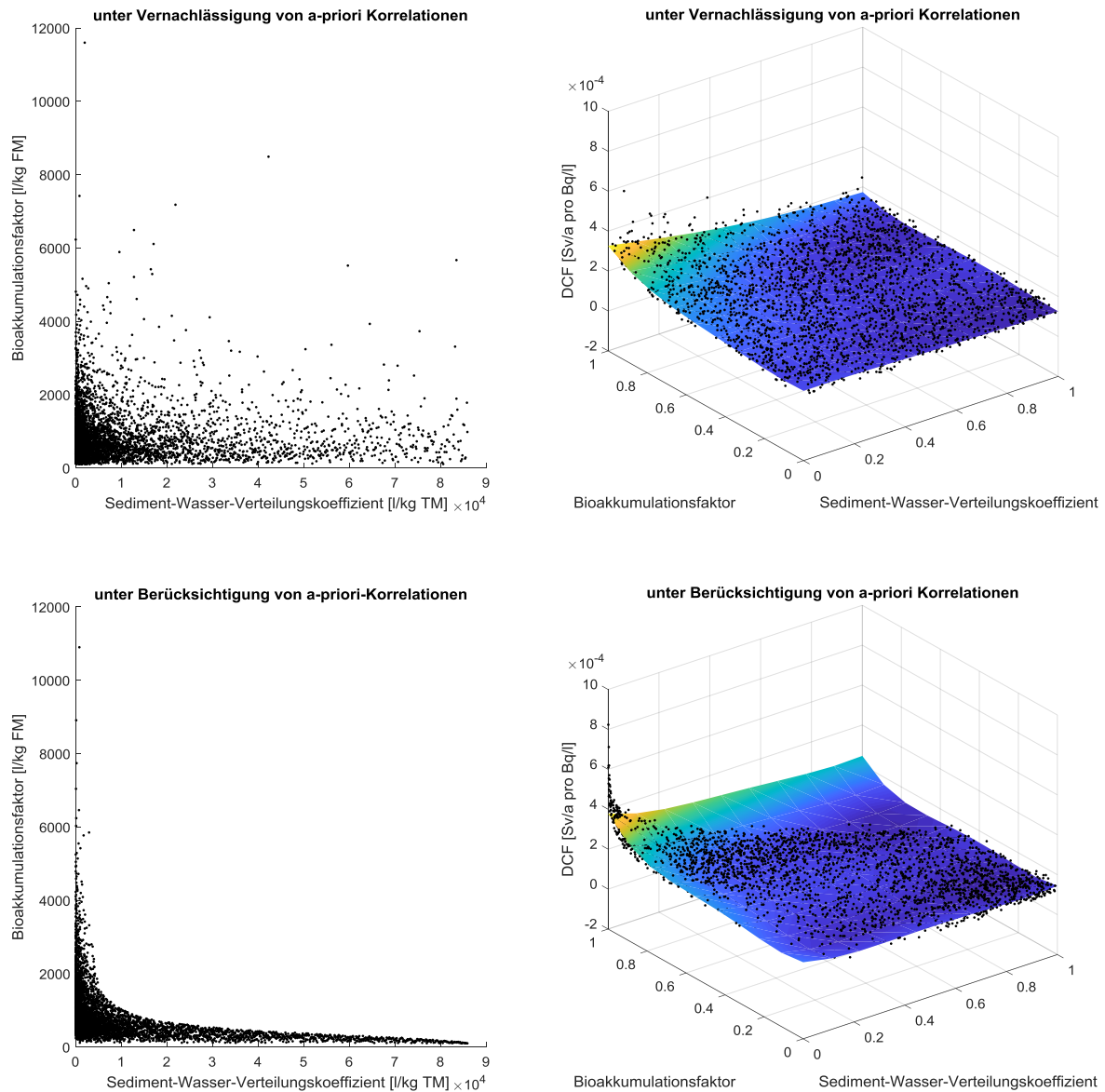
**Abbildung 6:** Rangkorrelationskoeffizienten nach SPEARMAN für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von  $^{135}\text{Cs}$

---

Die Resultate der Sensitivitätsanalyse für  $^{129}\text{I}$  (Abbildungen 9 und 10) zeigen, dass in allen probabilistischen Rechenfällen und für beide Ansätze (unter Berücksichtigung und unter Vernachlässigung von a-priori-Korrelationen) der Bioakkumulationsfaktor und der Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient, der Translokations- und Interzeptionsfaktor sowie der Biokonzentrationsfaktor für Milch mit jeweils  $r > 0,1$  den größten Einfluss auf das Ergebnis der Modellierung besitzen. Hinsichtlich des Rechenfalls unter Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen zwischen dem Bioakkumulationsfaktor und der Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten erhöhen sich die jeweiligen Sensitivitätsmaße für beide Parameter z. T. deutlich. Die negative a-priori-Korrelation bzw. die Beschneidung des Phasenraumes (insbesondere des gemeinsamen Randbereichs von deren beiden Maxima) verhindert in diesem Fall ein „Zusammenhaften“ der beiden statistisch auch entgegengesetzt wirkenden Parameter und lässt damit einen jeweils höheren isolierten Einfluss auf die Ergebnisgröße zu. Um den Sachverhalt zu verdeutlichen wird für diese Parameter eine grafische Darstellung mittels Scatter-Plots realisiert (siehe Abbildung 7). Zudem wird für beide abhängigen Parameter und das Ergebnis eine Expansion mittels **höherdimensionaler Modelldarstellung** (High Dimensional Model Representation, HDMR) nach SOBOL' (1993) durchgeführt. Dafür werden die jeweiligen zwei Eingabeparameter auf eine Gleichverteilung zwischen 0 und 1 transformiert (auf die Angabe der jeweiligen Einheit wird daher nachfolgend verzichtet). Die diesbezüglichen gemeinsamen Verteilungen werden zusammen mit einer entsprechenden „Response“-Fläche (Response Surface) in ebenfalls in Abbildung 7 grafisch dargestellt. Die farbliche Skalierung der mittels Polynom-Interpolation bestimmten Fläche ist dabei zur Auswertung der einzelnen Rechenfälle in Relation zur Bandbreite des jeweiligen DCFs normalisiert.

Die Einschränkung des Phasenraumes im Bereich beider Maxima durch das Setzen von negativen Korrelationen zwischen den zwei per se sensitiven Eingangsparametern führt hierbei zu einer noch stärkeren Erfassung bzw. Wichtung der (vom jeweiligen Monotonieverhalten der Eingabeparameter abhängigen) Randbereiche von deren Verteilungen und ergo zu einem noch stärkeren Einfluss von bereits vorhandenen Interaktionen zwischen den beiden Eingangsgrößen (durch Multiplikation von konservativen Werten) auf die Zielgröße. Da diese Einflüsse im vorliegenden Beispiel jedoch wiederum auf deren obere Perzentile der Zielgröße beschränkt bleiben, wäre bei Verwendung des Median als Referenzmaß sowohl der Einfluss der Interaktionen als auch der Einfluss von Abhängigkeiten (hier Korrelationen) zwischen den Eingangsparametern von untergeordneter Relevanz. Das Bestimmtheitsmaß für die lineare Regression steigt unter Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen auf 0,85 (im Vergleich der Wert von 0,66 zum Ansatz unter Vernachlässigung der a-priori-Korrelation), während das Bestimmtheitsmaß für die Rangkorrelation erhalten bleibt,

was wiederum auf die Einschränkung des Phasenraumes der Zielgröße und die damit einhergehende Steigerung eines linearen Zusammenhanges zurückzuführen ist.



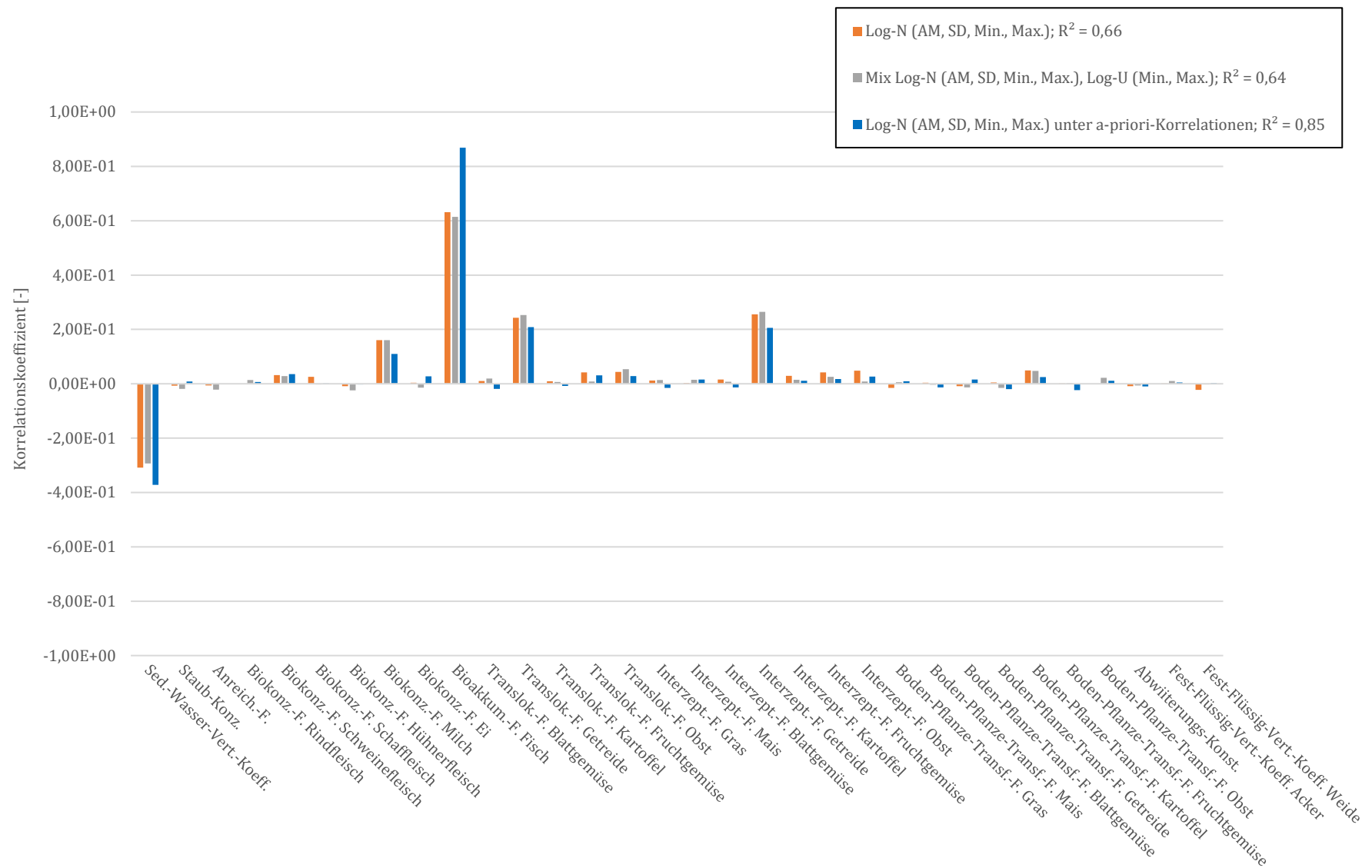
**Abbildung 7:** Scatter-Plots der abhängigen Parameter und grafische Darstellung der HDMR für die abhängigen Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße zu den Realisierungen der Rechenfälle unter Vernachlässigung und unter Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen von <sup>129</sup>I

Alle weiteren Parameter sind mit jeweils  $r < 0,08$  hinsichtlich ihrer Wirkung auf den DCF unerheblich. Diese Erkenntnisse sowie die ausschließliche Relevanz der Ingestion als Expositionsart stehen in hoher Übereinstimmung mit den Studien von SEMIOSHKINA et al. (2012) und STAUDT ET AL.

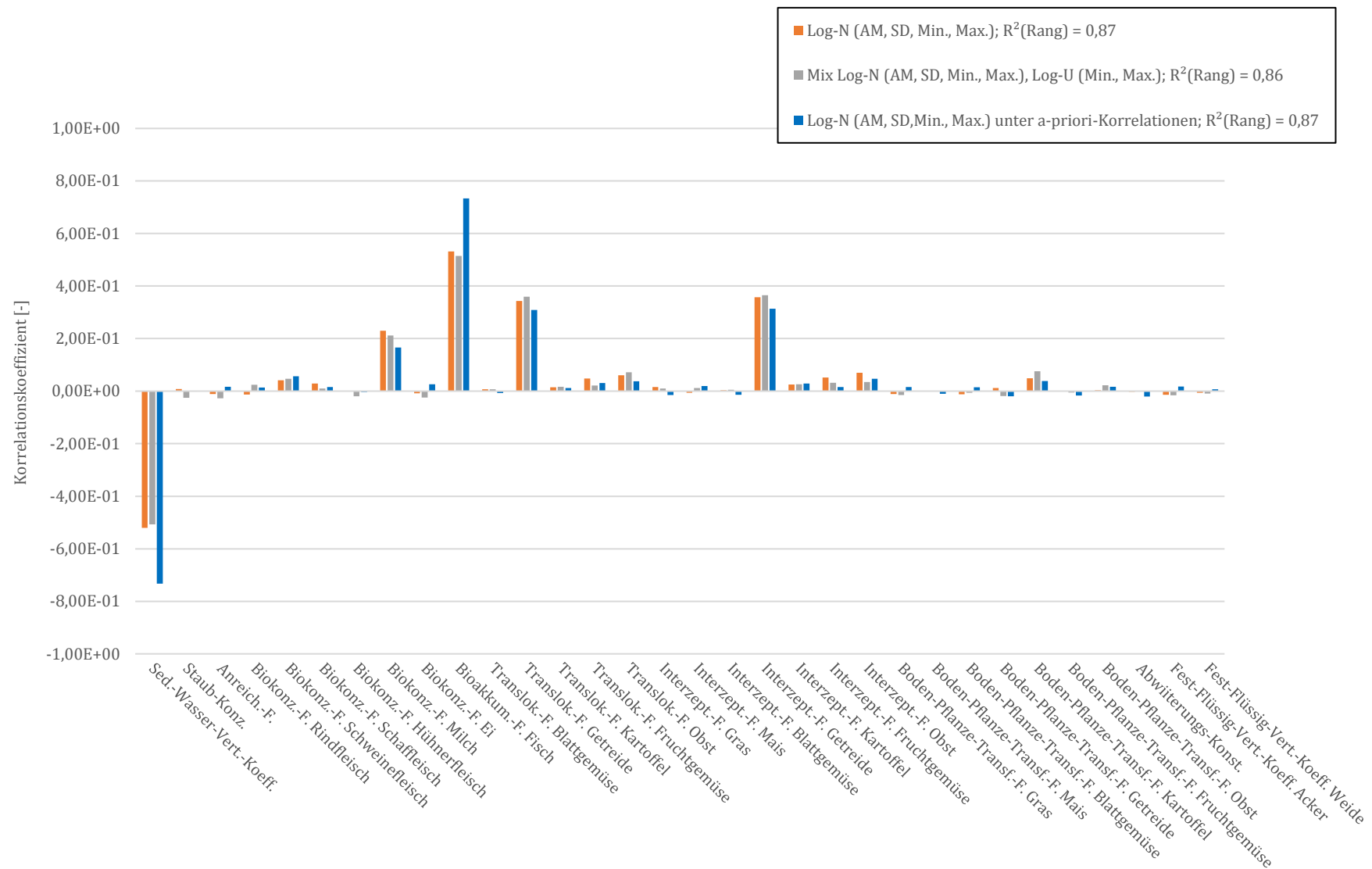
---

(2013a). Zudem werden ebenfalls die Ergebnisse der hiesigen deterministischen Berechnungen bestätigt. Hierbei halten neben dem direkten Konsum von Trinkwasser der Verzehr von Süßwasserfisch und Getreide sowie der Konsum von Milch die größten Anteile an der Gesamtdosis. Entsprechend sind die an den Wirkungsketten „Oberflächengewässer-Fisch-Mensch“ und „Bewässerung-Blattoberflächen-aufnahme-Nutztier-Pflanze-Mensch“ sowie allgemein die am Nutztierpfad beteiligten Parameter auch sensitiv. Der hohe Einfluss der Interzeptions- und Translokationsfaktoren bzw. der geringe Einfluss des Bodenpfades bzw. der Boden-Pflanze-Transferfaktoren lässt sich, wie ebenfalls bereits in der deterministischen Sensitivitätsanalyse erläutert, auf die hohe Mobilität des Iods im Boden und der damit einhergehenden sehr geringen Anreicherung in den oberen Bodenschichten zurückführen. Entsprechend resultiert das Gefahrenpotential des Radioiods, auch hinsichtlich des Fallouts, aus akuten Depositionsereignissen. Das zugehörige Bestimmtheitsmaß für die lineare Regression ist mit 0,64 bis 0,66 in den beiden Rechenfällen unter Ausschluss von a-priori-Korrelationen bereits auffällig, mit Werten von jeweils 0,86 bis 0,87 für die Rangkorrelation in allen drei Rechenfällen hoch und lässt zumindest auf ein monotones Verhalten des Modells schließen. Weitere Sensitivitätsanalysen mittels Varianz-basierter Methoden sind auch hier nicht mehr zwingend angezeigt, wurden jedoch auch in diesem Fall zur weiteren Identifikation von Interaktionen durchgeführt und werden nachfolgend beschrieben.





**Abbildung 8:** Korrelationskoeffizienten nach PEARSON für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von <sup>129</sup>I



**Abbildung 9:** Rangkorrelationskoeffizienten nach SPEARMAN für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von <sup>129</sup>I

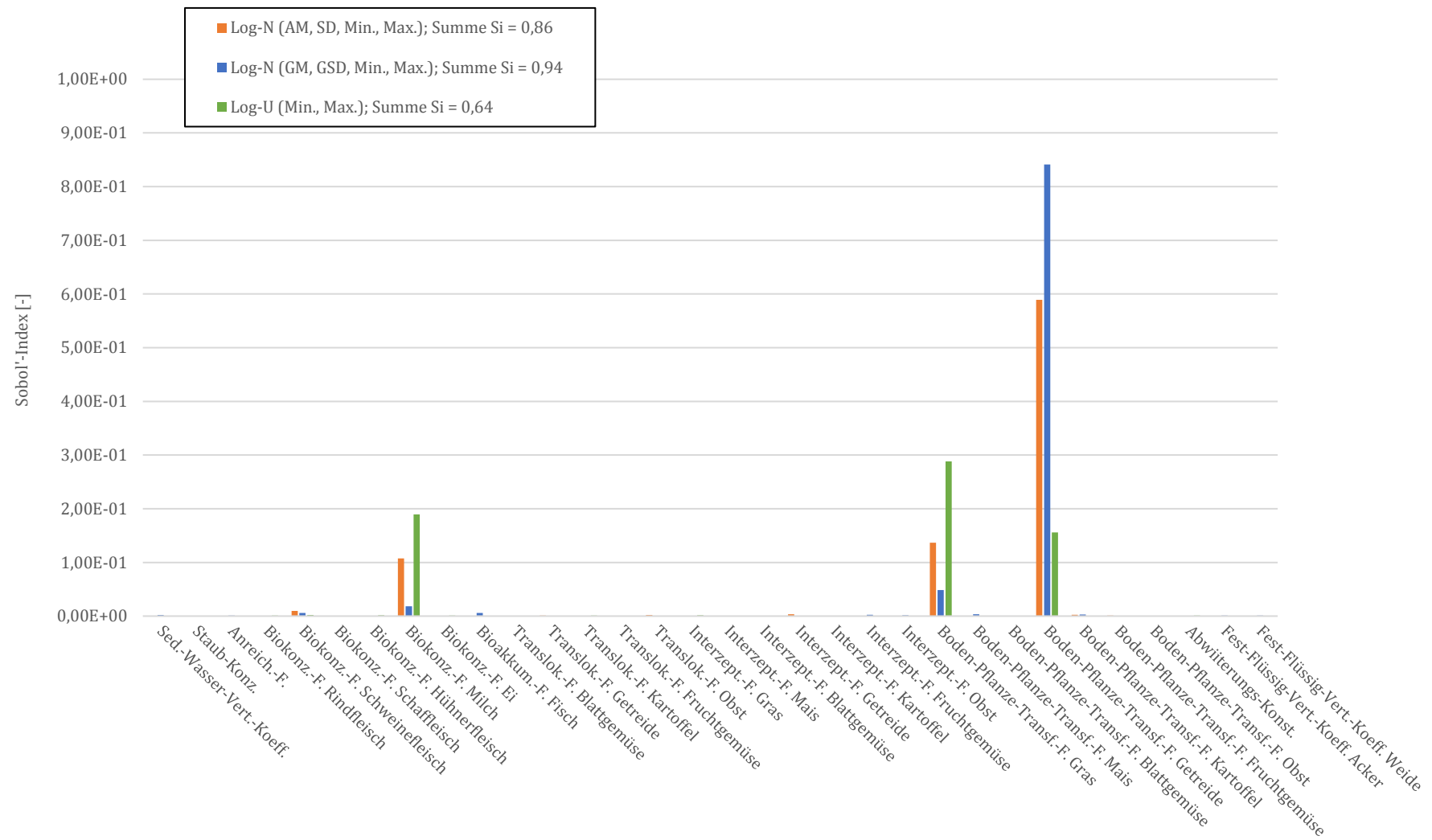
---

Im Rahmen **Varianz-basierter Verfahren** werden die Beiträge der Varianzen der Eingangsgrößen zur Varianz der Ergebnisgröße ermittelt. Der in diesem Zusammenhang berechnete SOBOL'- Index  $S_i$  [-] als Anteil an der Varianz der Zielgröße wird hierbei als direktes Maß der Sensitivität herangezogen und nimmt einen Wert zwischen 0 und 1,0 an, wobei ein Wert von 1,0 einen perfekten Zusammenhang impliziert. Die Differenz zwischen der Summe der einzelnen Indizes als Bestimmtheitsmaß und dem Wert 1,0 charakterisiert (unter der Voraussetzung der Unabhängigkeit der Eingangsgrößen) den Anteil der Interaktionen zwischen den Eingangsparametern. Ergibt die Summe der Indizes einen Wert nahe 1,0, kann somit auf ein additives Modell ohne Parameterinteraktionen geschlossen werden (KUHLMANN ET AL. 2015). Die Bestimmung der Sensitivitäts-Indizes der ersten und der höheren Ordnung erfolgte im vorliegenden Ansatz mittels des innerhalb von Ecolego implementierten EASI. Eine ausführliche tabellarische Darstellung der Ergebnisse enthält Anhang 6. Die Resultate für die **Sensitivitäts-Indizes der ersten Ordnung** der Simulationen für  $^{135}\text{Cs}$  bestätigen weitgehend die Ergebnisse der Regressionsanalyse. Wiederum konnten hierbei dem Biokonzentrationsfaktor für Milch sowie den Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Getreide und Gras jeweils entsprechend hohe Werte zugeordnet bzw. diese Parameter als jene mit dem größten Einfluss auf den DCF in allen drei Rechenfällen eindeutig identifiziert werden (Abbildung 10). Die Summe der Indizes unter Nutzung von Log-Normalverteilungen für die Eingangsparameter zeigt mit Werten von 0,86 (bei Verwendung arithmetischer Momente) und von 0,94 (bei Verwendung geometrischer Momente) ein bereits annäherungsweise vollständig additives Modellverhalten mit relativ geringem Einfluss von Interaktionen. Mithilfe der **Sensitivitäts-Indizes zweiter Ordnung** konnte zudem der Einfluss der Interaktionen zwischen zwei Eingabeparametern auf das Ergebnis quantifiziert werden. Die entsprechenden Werte der diesbezüglich jeweils einflussreichsten Parameterkombination aus Boden-Pflanze-Transferfaktor für Gras und Biokonzentrationsfaktor für Milch (somit zwei eine steigende Monotonie auf das Ergebnis bewirkende Parameter innerhalb des gleichen linearen Wirkungspfades) sind in Tabelle 14 dargestellt<sup>41</sup>. Hinsichtlich der Verwendung von arithmetischen Momenten zur Konstruktion von Log-Normalverteilungen entfallen dabei 10 der offenen 14 % auf die Interaktionen zwischen beiden Parametern. Die verbleiben 4 % sind auf zufällige geringe Interaktionen („Grundrauschen“) zwischen weiteren Parametern und/oder dem Standardfehler bei der MCS<sup>42</sup> zurückzuführen. Die niedrigere Summe der Indizes erster Ordnung von 0,64 bei Unterstellung von Log-Gleichverteilungen kann ebenfalls durch den hohen Einfluss der Interaktion zwischen beiden Parametern in von Höhe 35 % erklärt werden.

---

<sup>41</sup> Die tabellarische Darstellung der Sensitivitäts-Indizes für alle Parameterinteraktionen wäre hierbei zu umfangreich, jedoch sind diese als Ecolego Assessment Files auf dem beiliegenden Datenträger enthalten.

<sup>42</sup> Beträgt bei einer Stichprobe vom Umfang  $n = 5000$  gemäß  $\frac{1}{\sqrt{n}}$  ca. 1,4 %.

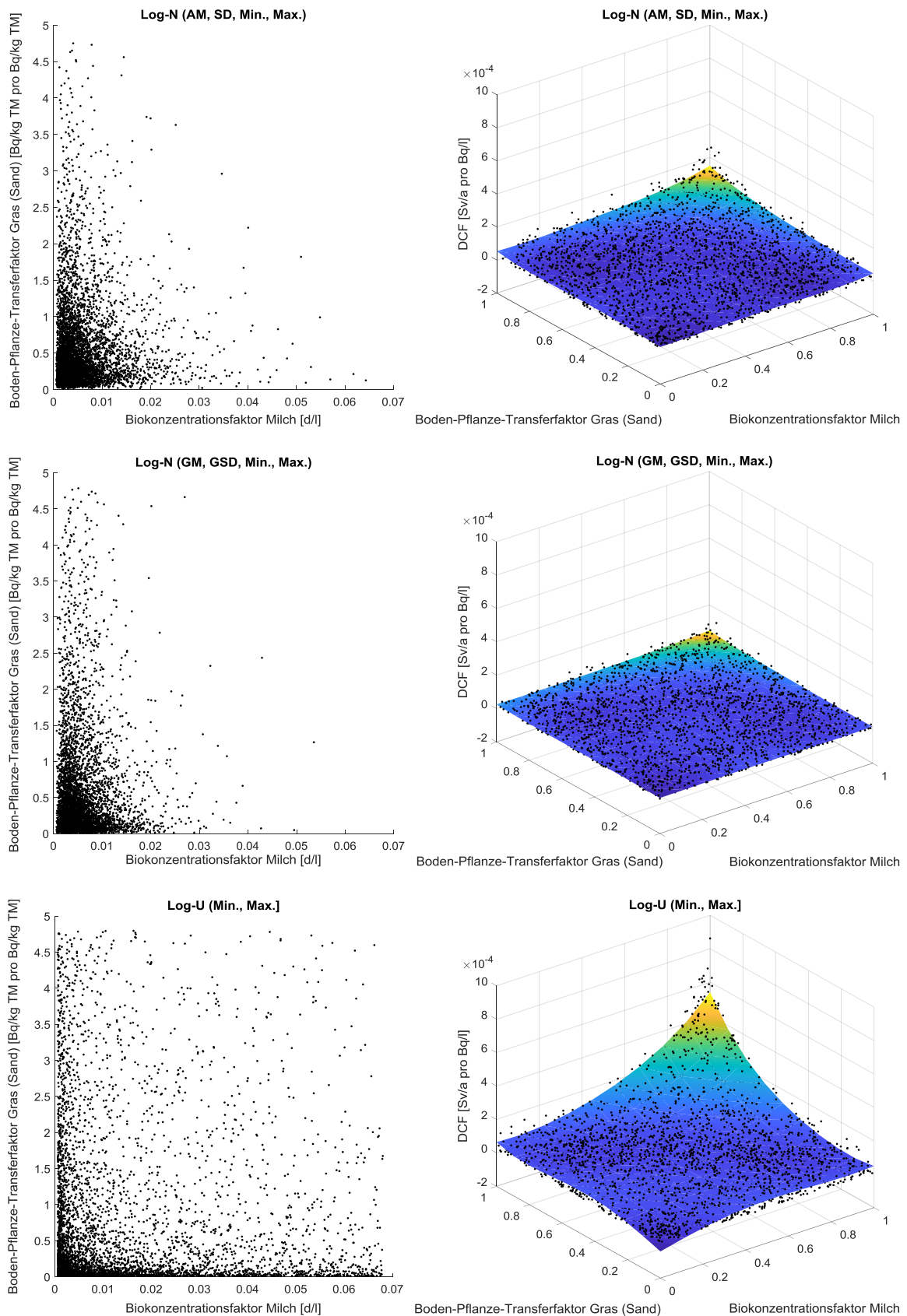


**Abbildung 10:** Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von <sup>135</sup>Cs

**Tabelle 14:** SOBOL'-Indizes zweiter Ordnung zur Quantifizierung des Einflusses von Interaktionen ausgewählter Eingangsparameter gegen die Zielgröße im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation von  $^{135}\text{Cs}$

Rechenansatz	Eingabeparameter 1	Eingabeparameter 2	SOBOL'-Index
Log-N (AM, SD, Min., Max.)	Biokonzentrationsfaktor Milch	Boden-Pflanze-Transferfaktor Gras (Sand)	0,10
Log-N (GM, GSD, Min., Max.)	Biokonzentrationsfaktor Milch	Boden-Pflanze-Transferfaktor Gras (Sand)	0,02
Log-U (Min., Max.)	Biokonzentrationsfaktor Milch	Boden-Pflanze-Transferfaktor Gras (Sand)	0,35

Entscheidend für den erheblich größeren Einfluss der Interaktionen bei Verwendung von Log-Gleichverteilungen der Eingabeparameter ist dabei insbesondere die gemeinsame Erfassung der jeweils höher gewichteten Randverteilungen im Bereich von deren Maxima. Um den Sachverhalt zu verdeutlichen wird für die interagierenden Eingangsparameter gegen das Ergebnis wieder grafisch eine **HDMR** sowie zusätzlich die Scatter-Plots für die interagierenden Parameter dargestellt (siehe Abbildung 11). Hinsichtlich des Rechenfalls unter Verwendung von Log-Gleichverteilungen (untere rechte Abbildung 11) ist hierbei eine deutliche Erhöhung der Zielgröße im Bereich der gemeinsamen oberen Perzentile der Eingabeparameter zu erkennen. Der entsprechende Scatter-Plot (untere linke Abbildung 11) zeigt die gegenüber den Rechenfällen unter Nutzung von Log-Normalverteilungen für die Eingangsparameter wesentlich stärkere gemeinsame Erfassung von Werten aus den jeweiligen Randbereichen derer Maxima. Die jeweilige Stärke der Einwirkung auf den DCF korrespondiert dabei mit dem entsprechenden SOBOL'-Index des jeweiligen Rechenfalls (vergleiche Tabelle 14). Eine höhere gemeinsame Wichtung der Randbereiche der Eingangsparameter verstärkt somit die Wirkung auf das Ergebnis entsprechend. Der DCF für den Rechenfall unter Verwendung von Log-Gleichverteilungen besitzt dabei in der Tat das größte Maximum sowie die jeweils größten höheren Perzentile und auch die größten Verhältnisse zwischen den höheren Perzentilen und dem Median (vergleiche Abbildung 3). Umgekehrt ist bei niedriger Wichtung der Randbereiche des Eingabeparameters (beispielsweise bei Unterstellung der Log-Normalverteilung) eine entsprechend geringe Wirkung auf das Ergebnis zu beobachten. Hierbei besitzt der Rechenfall unter Verwendung von geometrischen Momenten zur Konstruktion von Log-Normalverteilungen die vergleichsweise niedrigsten Perzentile aller drei Rechenfälle für  $^{135}\text{Cs}$ .



**Abbildung 11:** Scatter-Plots der interagierenden Eingangsparameter und grafische Darstellung der HDMR für die interagierenden Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße der Rechenfälle mit parametrischen Verteilungen von  $^{135}\text{Cs}$

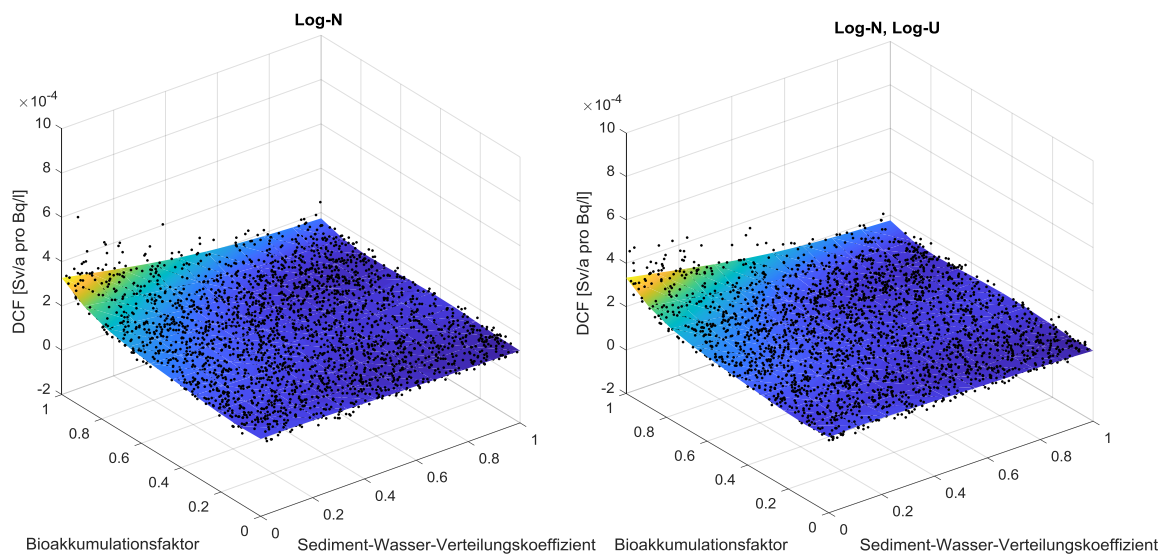
Für die beiden Rechenfälle unter unabhängigen (nicht korrelierten) Eingabeparametern für  $^{129}\text{I}$  werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse ebenfalls durch die Indizes der Varianz-basierten Verfahren der **ersten Ordnung** bestätigt. Entsprechend besitzen hierbei der Bioakkumulationsfaktor und der Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient, der Translokations- und Interzeptionsfaktor sowie der Biokonzentrationsfaktor für Milch deutlich sichtbare (und nahezu deckungsgleiche) Einflüsse (siehe Abbildung 13). Die Summe der einzelnen Indizes ist mit jeweils 0,77 hoch, lässt jedoch auf einen nicht unerheblichen Anteil des Einflusses von Interaktionen schließen. Untersuchungen mittels Verfahren **zweiter Ordnung** zeigen, dass in diesem Zusammenhang 14 % bzw. 15 % der jeweils offenen 23 % wiederum auf den Einfluss der Interaktionen zwischen dem Bioakkumulationsfaktor und dem Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten (und damit ebenfalls auf zwei jedoch jeweils die Monotonie des Ergebnisses entsprechend gegensätzlich beeinflussende Parameter innerhalb des gleichen linearen Wirkungspfad des „Oberflächengewässer-Fisch-Mensch“) entfallen (siehe zusammengefasst in Tabelle 15). Weitere auffällige Interaktionen waren nicht zu eruieren, die verbleibenden Anteile zur Summe 1,0 müssen auch in diesem Falle auf das Grundrauschen und den Standardfehler bei der MCS erklärt werden.

**Tabelle 15:** SOBOL'-Indizes zweiter Ordnung zur Quantifizierung des Einflusses von Interaktionen ausgewählter Eingangsparameter gegen die Zielgröße im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation von  $^{129}\text{I}$

Rechenansatz	Eingabeparameter 1	Eingabeparameter 2	SOBOL'-Index
Log-N	Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient	Bioakkumulationsfaktor	0,14
Log-N, Log-U	Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient	Bioakkumulationsfaktor	0,15

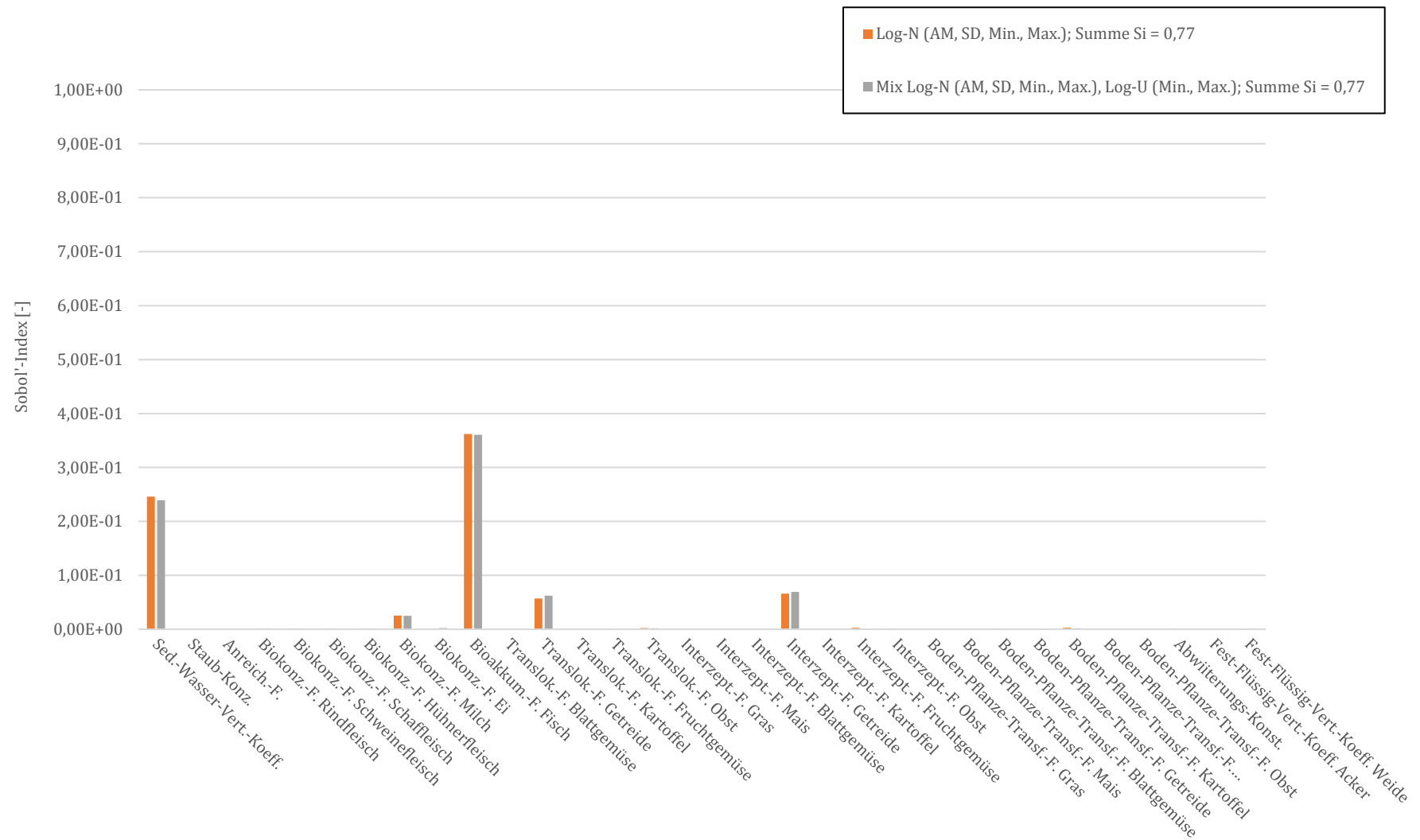
Anhand der grafischen Darstellung und der **HDMR** (siehe Abbildung 12) für beide Eingabeparameter und die Zielgröße werden, wie im Abschnitt zur Regressionsanalyse bereits erläutert, die verstärkte Wirkung der Interaktionen zwischen den Extremwerten im Bereich des Minimums des Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten und den Extremwerten im Bereich des Maximums des Bioakkumulationsfaktors auf die oberen Perzentile des Ergebnisses deutlich sichtbar. Analog der Ergebnisse für Cäsium verstärken somit zwei per se sensitive Parameter in Kombination (innerhalb des gleichen Wirkungspfad) ihren Einfluss zumindest hinsichtlich der oberen Perzentile der Zielgröße. In diesem Fall übersteigt die Summe der Sensitivitäten beider Parameter deren einzelne

Anteile. Dies gilt jedoch wiederum unter der Einschränkung, dass sowohl bei beiden Parametern entsprechend deren Beeinflussung auf die Monotonie des Ergebnisses jeweils auch Extremwerte gemeinsam erfasst werden (siehe jeweils die linke Ecke in den Grafiken der Abbildung 12) als auch, dass die Randverteilungen eine entsprechend hohe Wichtung besitzen. Da für beide Ansätze nahezu deckungsgleiche Ergebnisse erzielt wurden, wären hierbei der Einfluss jeweils sowohl des Typs der Eingangsverteilung als auch die Interaktionen zwischen den Eingabe-parametern zumindest in den unteren und mittleren Perzentilen des Ergebnisses nicht von Relevanz. Für die oberen Perzentile der Zielgröße wäre der Einfluss der Interaktionen jedoch auch durch die Variation des Typs der Eingangsverteilung kaum weiter reduzierbar.



**Abbildung 12:** Grafische Darstellung der HDMR für die interagierenden Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße der Rechenfälle mit parametrischen Verteilungen ohne Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen von <sup>129</sup>I





**Abbildung 13:** Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von <sup>129</sup>I

---

### 6.4.3 Kurzzusammenfassung und Kurzausblick

Probabilistische Ansätze der Expositionsmodellierung im Rahmen von Langzeitsicherheits-, Konsequenz- sind bisher sehr selten vorgenommen worden und beschränken sich ggf. auf ergänzende Untersuchungen zu einigen wenigen Nukliden, die Nutzung von Korrelations-Verfahren für die Sensitivitätsanalyse und die Verifikation der deterministischen Ergebnisse durch die Verwendung von parametrischen (meist Log-Normal-) Verteilungen für eine Auswahl an Eingangsparametern. Entsprechende Ansätze finden sich in EPRI (2009), AVILA ET AL. (2010) sowie WALKE ET AL. (2011), im Rahmen des Projekts BIOMOSA (PRÖHL ET AL. 2005) und einigen Konzeptstudien (z. B. PRÖHL & MÜLLER 1996, ALBRECHT & MIQUEL 2010 sowie SEMIOSHKINA ET AL. 2012).

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurde ein methodischer Ansatz für zwei Referenz-Nuklide unter Variation der Verteilungen für die entsprechenden Modelleingabeparameter, z. T. unter Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen, mit Untersuchung des Einflusses einzelner Parameter mittels verschiedener Sensitivitäts-Verfahren sowie mit gezielter Analyse des Einflusses von deren Interaktionen anhand Varianz-basierter Sensitivitäts-Methoden zweiter Ordnung verfolgt. Übergeordnet zeigte das mathematische Modell bei den im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Simulationen ein z. T. lineares, jedoch überwiegend monotonen sowie additives Verhalten. Die sensitiven Parameter der vorliegenden Simulationen mit parametrischen Verteilungen konnten dabei bereits mittels des Korrelationskoeffizienten nach PEARSON eindeutig identifiziert werden und sind überwiegend die an den Wirkungspfaden „Bewässerung-(Boden)-Pflanze-(Nutztier)-Mensch“ sowie „Oberflächengewässer-Fisch-Mensch“ beteiligten Eingangsgrößen. Demnach besitzen auch die Unsicherheiten in den Biokonzentrations- und Akkumulationsfaktoren, in den Boden-Pflanze-Transferfaktoren sowie in den Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten (kurzum die Parameter zur Repräsentation von Konzentrationsverhältnissen) den größten Einfluss auf die Unsicherheit des Dosiskonversionsfaktors. Dieser Sachverhalt wird im Allgemeinen durch vorherige Studien (z. B. PRÖHL & MÜLLER 1996, PRÖHL ET AL. 2004, ALBRECHT & MIQUEL 2010 sowie SEMIOSHKINA ET AL. 2012) bestätigt. Interaktionen zwischen zwei bereits einzeln als sensitiv identifizierten Parametern können insbesondere Auswirkungen auf die oberen Perzentile der Ergebnisgröße durch eine Multiplikation von Konservativitäten besitzen. Dies gilt jedoch unter der Einschränkung, dass entsprechend der Monotonie der Eingabeparameter auf die Zielgröße auch jeweils Extremwerte (obere bzw. untere Perzentile) derer Verteilungen gemeinsam erfasst werden. Die Berücksichtigung bereits vorhandener Abhängigkeiten (hier durch das Setzen von negativen Korrelationen) zwischen zwei per se sensitiven und interagierenden Parametern konnte im vorliegenden Beispiel den Einfluss von deren Interaktionen auf die oberen Perzentile des Ergebnisses nochmals verstärken. Wird jedoch der Median als Bewertungsgröße der probabilistischen Simulation herangezogen, ist ergo auch der

---

Einfluss von Interaktionen und Abhängigkeiten zwischen den Eingangsgrößen zu vernachlässigen. Werden aber höhere Perzentile (des Dosiskonversionsfaktors) als Bewertungskriterium herangezogen, sollte generell auch der Einfluss der Interaktionen und ggf. der Abhängigkeiten näher untersucht werden. Die Variation der Verteilungstypen dieser Eingabe-parameter hatte in den vorliegenden Beispielen bzw. unter den hierbei betrachteten Momenten bzw. Bandbreiten (der Variabilität) ebenfalls keinen größeren Einfluss auf das rechnerische Ergebnis im Rahmen der eindimensionalen probabilistischen Modellierung. Geringe Bandbreiten in den Eingangsparametern führen im Allgemeinen (plausiblerweise) auch zu schmale Bandbreiten der Verteilungen des Ergebnisses und große Bandbreiten in den Eingangsparametern zu großen Bandbreiten in den Ergebnissen. Die Abstände zwischen dem deterministisch bestimmten DCF und den Medianen der Ergebnis-CDFs waren in allen Rechenfällen jeweils gering. Allerdings wurde der deterministische DCF in den Simulationen zu Iod bereits in den unteren (10 bis 20-) Perzentilen, in den Rechenansätzen zu Cäsium z. T. bereits ab den 60- und 70-Perzentilen der entsprechenden Ziel-CDFs überschritten.

Zur weiteren Untersuchung des Einflusses der unterstellten Verteilungen der Eingangsgrößen auf die Zielgröße wird nun für die im Rahmen der vorliegenden Arbeit als sensitiv identifizierten physikalischen Eingabeparameter (die Biokonzentrations- und Boden-Pflanze-Transferfaktoren) ein Schwerpunkt auf die Nutzung von repräsentativen empirischen Verteilungsfunktionen gelegt. Entsprechende Ansätze sind für die Expositionsmodellierung im Rahmen der Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe (mit Ausnahme der Verwendung einzelner empirischer Verteilungen für Boden-Pflanze-Transferfaktoren unter geringer Anzahl an Klassen in EPRI 2009) oder sonstigen radioökologischen Studien nicht verfolgt worden. Es wird dafür der innerhalb dieser Arbeit eruierte, relevanteste Ansatz bezüglich der Erklärung des Modellverhaltens (lineares und additives Verhalten bei Unterstellung einer Log-Normalverteilung für die physikalischen Eingangsparameter) als Referenz-Rechenszenarium ausschließlich für Cäsium als Nuklid mit der breitesten Datenlage weiter betrachtet.

## **6.5 1-D Monte-Carlo-Simulation mittels empirischer Verteilungen**

### **6.5.1 Konstruktion empirischer Verteilungen**

Wurden bisher die Momente der Stichproben aus IAEA (2009, 2010) zur Konstruktion von parametrischen Verteilungen für Konzentrationsverhältnisse verwendet, bildet nunmehr die Nutzung repräsentativer und damit objektiverer empirischer Verteilungen für die sensitiven

---

physikalischen Eingangsparameter die zentrale Fragestellung. Es werden daher exemplarisch für die sensitivsten Parameter der Rechenfälle für Cäsium (die Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Getreide und Gras sowie den Biokonzentrationsfaktor für Milch) empirische CDFs konstruiert und innerhalb der Simulation verwendet. Idealerweise stellen Gras und Getreide auch die Pflanzentypen mit der höchsten Verfügbarkeit an Daten dar. Der Biokonzentrationsfaktor für Milch (Cäsium) besitzt des Weiteren den größten Stichprobenumfang aller Biokonzentrationsfaktoren (und Elemente) überhaupt (siehe IAEA 2009, 2010). Die Original- bzw. Rohdaten aus IAEA (2009, 2010) standen jedoch nicht zur Verfügung, eine Konstruktion der EDFs für diese Parameter musste daher anhand eines eigens im Rahmen dieser Arbeit akquirierten Rohdatensatzes vorgenommen werden. Für die Entwicklung eines methodischen Ansatzes innerhalb der vorliegenden Arbeit war jedoch der Fokus auf die Originaldaten der IAEA ohnehin von untergeordneter Relevanz, obgleich die Nutzung der bereits vorhandenen Stichproben der IAEA im Hinblick auf den Aufwand einer eigenen Datenakquise und auf den Vergleich mit den Resultaten aus den vorherigen Kapiteln ein Ideal gewesen wäre.

Zur Akquise der eigenen Stichproben erfolgte zunächst die Sichtung der zugrundeliegenden Datensammlungen und Originalpublikationen zu IAEA (2009, 2010), wie z. B. NG ET AL. (1984) und IAEA (1994b, 2006) für die Boden-Pflanze-Transferfaktoren, COUGHTREY (1990) und FESENKO ET AL. (2007) für den Biokonzentrationsfaktor sowie jeweiliger diesbezüglicher Primärliteratur. Aufgrund der z. T. erheblichen Einschränkungen im Zugang zu Originalpublikationen für die Boden-Pflanze-Transferfaktoren wurde zudem auf eine umfassende alternative Quelle (IUR 1989) zurückgegriffen. Anschließend wurde analog der Vorgehensweise in IAEA 2009 ebenfalls eine Evaluierung der Daten durchgeführt. Es erfolgte dahingehend für den Boden-Pflanze-Transferfaktor:

- die ausschließliche Nutzung von Rohdaten aus zusammengehörenden Bodenart-Pflanzentyp-Kombinationen und ein überwiegender Ausschluss von kombinierten Werten (aus größeren Subpopulationen berechnete Mittelwerte etc.),
- die überwiegende Nutzung eindeutiger und konsistenter Daten (z. B. hinsichtlich des Bezugs auf die Trockenmasse) sowie das Verwerfen unplausibler oder unrealistischer Werte,
- eine Nutzung ausschließlich bei Angabe des analysierten Pflanzenbestandteils mit anschließender Kategorisierung nach Klassifikation der IAEA (2009),
- die Nutzung ausschließlich bei Angabe von Bodeninformationen (Textur und falls möglich Bodentyp) mit anschließender Kategorisierung nach der Klassifikation der FAO (1994) sowie
- der Ausschluss von Topfexperimenten<sup>43</sup>.

---

<sup>43</sup> Topfexperimente führen aufgrund der beeinflussten Effekte innerhalb der Rhizosphäre (dabei einer vergrößerten aktiven Oberfläche in der kontaminierten Zone) möglicherweise zu verfälschten Ergebnissen (EHLKEN & KIRCHNER 2002).

Für den Biokonzentrationsfaktor für Milch erfolgte analog IAEA (2009) die ausschließliche Verwendung von experimentellen Daten oder Feldstudien und somit keine Nutzung von Ergebnissen mathematischer Modellierungen oder aufgearbeiteter (angepasster, veränderter) Werte.

In dieser Hinsicht konnte für den Biokonzentrationsfaktor für Milch (Cäsium) im Rahmen der vorliegenden Arbeit ca. ein Drittel des Stichprobenumfangs aus IAEA (2009, 2010) und damit eine Stichprobe adäquater Größe rekonstruiert werden. Die Größenordnungen der Kennwerte beider Stichproben sind dabei jedoch überwiegend vergleichbar, für die innerhalb des vorliegenden Ansatzes verwendete Stichprobe wurden geringfügig höhere Mittelwerte und Standardabweichungen bestimmt (siehe Tabelle 16). Für die Boden-Pflanze-Transferfaktoren erfolgte jeweils die Akquise von Datensätzen vergleichbaren Umfangs und ähnlicher Stichprobenkennwerte (siehe Tabelle 16). Die Stichprobenmittelwerte und -standardabweichungen sowie die jeweiligen Grenzen liegen dabei ebenfalls überwiegend in der gleichen Größenordnung. Lediglich für den Boden-Pflanze-Transferfaktor für Gras (Sand) ist ein um zwei Größenordnungen niedrigeres Stichprobenminimum eruiert wurden.

**Tabelle 16:** Vergleich der Stichprobenkennwerte ausgewählter physikalischer Parameter für die vorliegende Arbeit und aus IAEA (2009, 2010)

Kennwerte der Stichprobe	Biokonzentrationsfaktor Milch [d/l]		Boden-Pflanze Transferfaktor Getreide (Lehm) [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]		Boden-Pflanze Transferfaktor Gras (Sand) [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	
	IAEA (2009, 2010)	dieser Ansatz	IAEA (2009, 2010)	dieser Ansatz	IAEA (2009, 2010)	dieser Ansatz
AM	6,10E-03	8,28E-03	4,30E-02	4,47E-02	6,40E-01	4,79E-01
GM	6,30E-03	1,10E-02	5,00E-02	6,76E-02	8,60E-01	1,02E+00
SD	4,60E-03	5,84E-03	2,00E-02	1,52E-02	2,90E-01	1,60E-01
GSD	2,00E+00	2,13E+00	4,10E+00	5,30E+00	4,10E+00	4,54E+00
Min.	6,00E-04	6,00E-04	8,00E-04	1,13E-04	1,00E-02	6,70E-04
Max.	6,80E-02	8,63E-02	2,00E-01	4,80E-01	4,80E+00	8,60E+00
n	288	103	158	151	169	254

Mittels der Software Crystal Ball können Anpassungstests auf eine Vielzahl von Verteilungen (z. B. Log-Normal-, Normal-, Weibull-, Beta-, Gamma-, Dreieck-, Gleich- und Studentische *t*-Verteilung um

---

nur eine Auswahl zu nennen) durchgeführt werden. Als Verfahren stehen der  $\chi^2$ -, der KOLMOGOROW-SMIRNOW- und der ANDERSON-DARLING-Test zu Verfügung. Für alle Stichproben sowie zusätzlich für einen seitens KIRCHNER (1994)<sup>44</sup> optimierten Datensatz wurde mittels des ANDERSON-DARLING-Tests die jeweilige Anpassungsgüte auf das gesamte Spektrum an vorgegebenen Verteilungen (Nullhypothese) bestimmt. Die durchgeführten Analysen ergaben jeweils:

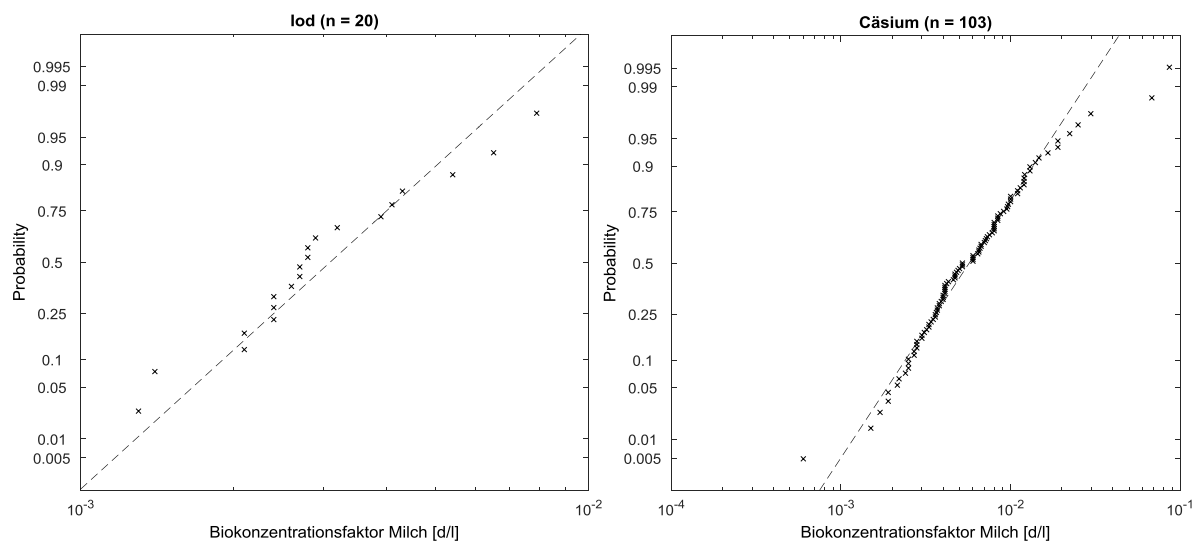
- für den Biokonzentrationsfaktor für Milch (Cäsium) die geringste Testgröße  $A = 0,693$  auf Log-Normalverteilung bei signifikanter Abweichung  $p = 0,034$ ,
- für den Biokonzentrationsfaktor für Milch (Iod) die geringste Testgröße  $A = 0,437$  auf Log-Normalverteilung bei erhöhter Wahrscheinlichkeit für das Vorliegen der Nullhypothese  $p = 0,126$ ,
- für den Boden-Pflanze-Transferfaktor für Getreide (Lehm) die geringste Testgröße von  $A = 0,584$  auf Log-Normalverteilung bei erhöhter Wahrscheinlichkeit  $p = 0,110$  für das Vorliegen der Nullhypothese und
- für den Boden-Pflanze-Transferfaktor für Gras (Sand), die geringste Testgröße  $A = 0,843$  auf Log-Normalverteilung bei signifikanter Abweichung  $p = 0,019$ .

Die Nullhypothese wird ab  $p < 0,05$  und somit bei zwei der vier untersuchten Parameter zugunsten der Alternativhypothese (die Stichprobe entspricht keiner der vorgegebenen kontinuierlichen Verteilungen) verworfen. In den Abbildungen 15 und 16 werden zusätzlich die jeweiligen empirischen Verteilungen mittels Log-Normal-P-P-Plots dargestellt. Die visuelle Beurteilung legt unter Vernachlässigung einer geringen Anzahl von Werten in den oberen und unteren Grenzbereichen zumindest eine annähernde Log-Normalverteilung aller Stichproben nahe. Jedoch sind eben gerade diese Extremwerte auch jene Werte, die nicht innerhalb der Modellierung vernachlässigt werden sollten.

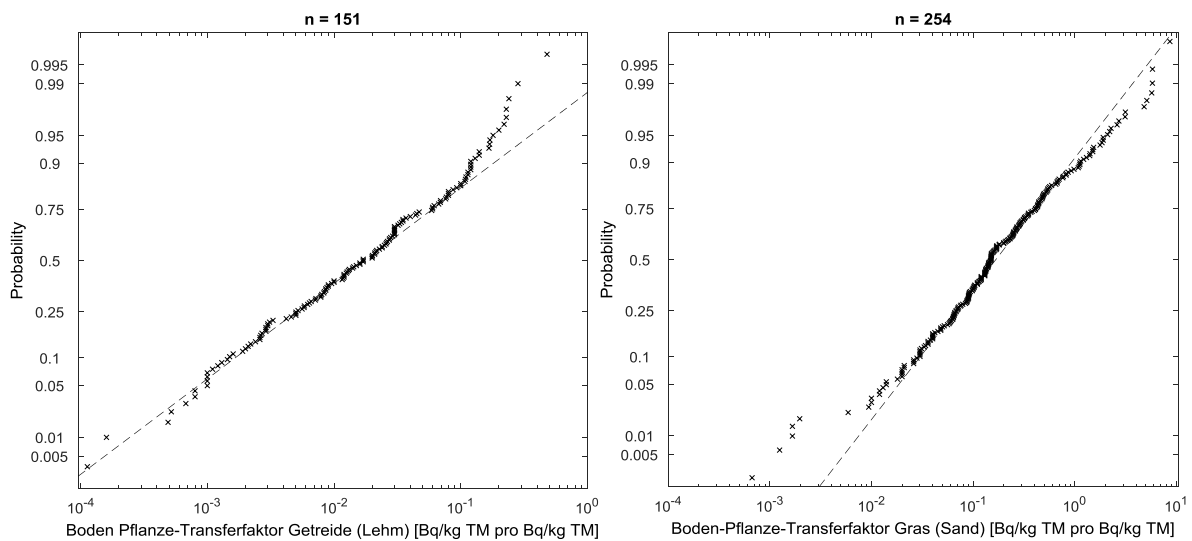
Die jeweiligen hohen Bandbreiten der Element-, Boden- sowie Pflanzen-spezifischen Boden-Pflanze-Transferfaktoren lassen auf einen großen Einfluss der sonstigen (nicht kategorisierten) Randbedingungen (z. B. pH sowie Redox-Potential des Bodens, Alter und Physiologie der Pflanze etc.) und damit eine entsprechend große Ungewissheit innerhalb des Parameters schließen. Die geringen Bandbreiten sowie die Vergleichbarkeit der Daten zu den Biokonzentrationsfaktoren legen, auch schon bei einem geringen Stichprobeumfang, einen überwiegenden Einfluss aleatorischer Unsicherheiten nahe.

---

<sup>44</sup> Für die Original-Stichprobe siehe ebenda.



**Abbildung 14:** Log-Normal-P-P-Plots für die Stichproben der Biokonzentrationsfaktoren für Milch von Cäsium und Iod



**Abbildung 15:** Log-Normal-P-P-Plots für die Stichproben der Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Getreide (Lehm) und Gras (Sand) von Cäsium

Die Nutzung der empirischen Verteilungen für die Eingabeparameter innerhalb der Simulation mittels Ecolego wird anhand von Histogrammen konstanter Klassenbreite realisiert. Dazu erfolgt

---

zunächst die jeweilige Festlegung der Mindestanzahl an Klassen (Intervalle,  $k$ ) mittels der Regel nach STURGES (1926)<sup>45</sup>:

$$k = 1 + 3,3 \log n \quad (25)$$

wobei  $n$  der Umfang der Stichprobe ist.

Anschließend erfolgen die Auszählung der relativen oder absoluten Häufigkeiten der Stichprobe und die Zuordnung in die jeweilige Klasse. Die mittels der Regel nach STURGES (1926) bestimmte empfohlene Mindestanzahl an Klassen  $k$  beträgt für den Biokonzentrationsfaktor (Milch) sowie für den Boden-Pflanze-Transferfaktor für Getreide (Lehm) dabei jeweils acht und für den Boden-Pflanze-Transferfaktor für Gras (Sand) neun. Eine Nutzung dieser Anzahl an Klassen führt jedoch aufgrund der jeweiligen Konzentration der Stichprobenwerte im unteren Bereich bzw. dem logarithmischen verteilten (rechtsschiefen) Charakter der Stichproben selbst wiederum zu sehr hohen Häufigkeiten in den unteren Klassen. Die Mindestanzahl an Klassen wurde daher, auch hinsichtlich der gegenseitigen Vergleichbarkeit, empirisch auf  $k = 20$  gesetzt. Die nachfolgende Tabelle 17 enthält die Häufigkeitsverteilungen für die jeweiligen Stichproben der gewählten physikalischen Parameter. Abbildung 16 zeigt die in der Simulation eingesetzten empirischen Verteilungen für alle drei Parameter als Histogramme.

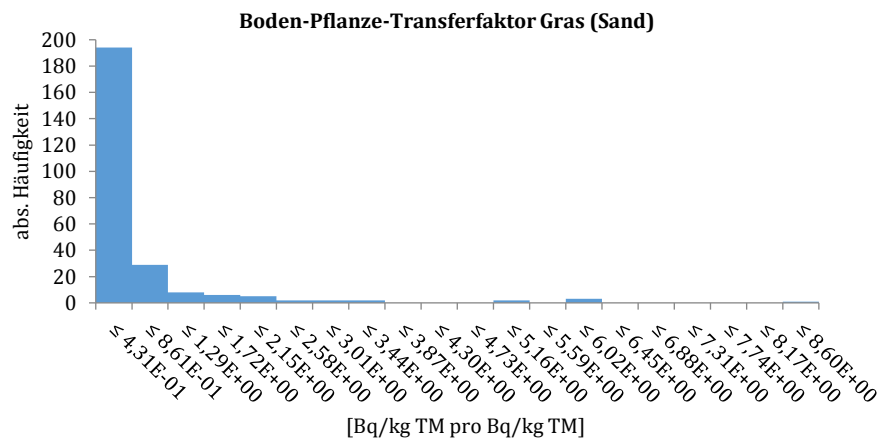
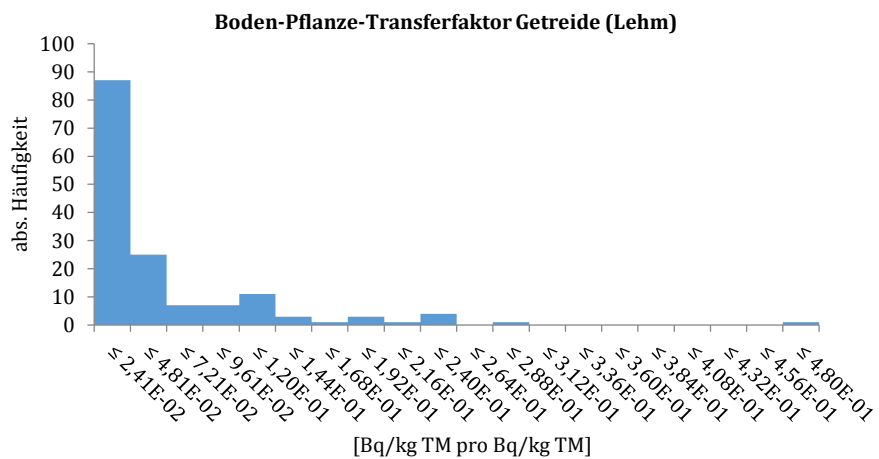
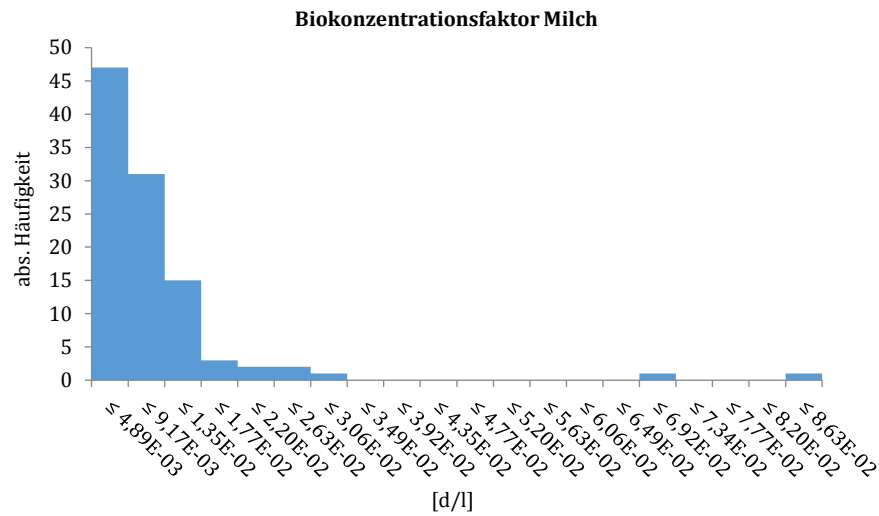
---

<sup>45</sup> Dieser Ansatz führt bekanntermaßen zur Unterschätzung der Anzahl an Klassen bei Stichproben vom Umfang  $n > 200$ , zudem erfolgt keine Berücksichtigung der Streuung. Die Vorgehensweise wird aufgrund der entsprechend niedrigeren Stichprobenumfänge innerhalb der Arbeit trotzdem verwendet. Bei Stichprobenumfängen  $n > 200$  erfolgt die Wahl einer höheren Anzahl an Klassen.



**Tabelle 17:** Häufigkeitsverteilungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter

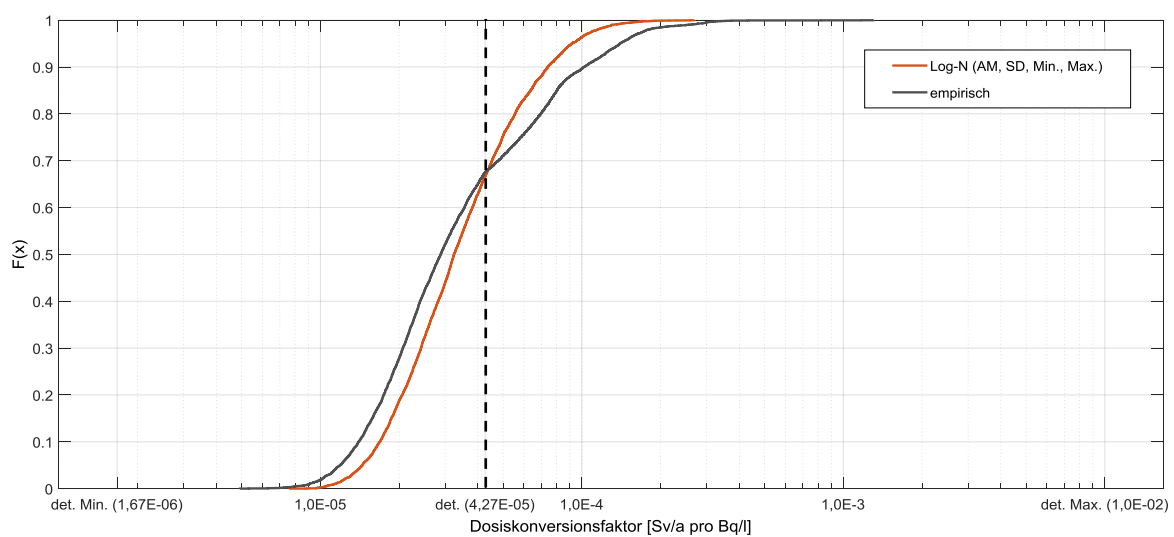
Klasse <i>k</i>	Biokonzentrationsfaktor Milch [d/l]		Boden-Pflanze Transferfaktor Getreide (Lehm) [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]		Boden-Pflanze Transferfaktor Gras (Sand) [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	
	Grenzwert	absolute Häufigkeit	Grenzwert	absolute Häufigkeit	Grenzwert	absolute Häufigkeit
Min.	6,00E-04	-	1,13E-04	-	6,70E-04	-
1	≤ 4,89E-03	47	≤ 2,41E-02	87	≤ 4,31E-01	194
2	≤ 9,17E-03	31	≤ 4,81E-02	25	≤ 8,61E-01	29
3	≤ 1,35E-02	15	≤ 7,21E-02	7	≤ 1,29E+00	8
4	≤ 1,77E-02	3	≤ 9,61E-02	7	≤ 1,72E+00	6
5	≤ 2,20E-02	2	≤ 1,20E-01	11	≤ 2,15E+00	5
6	≤ 2,63E-02	2	≤ 1,44E-01	3	≤ 2,58E+00	2
7	≤ 3,06E-02	1	≤ 1,68E-01	1	≤ 3,01E+00	2
8	≤ 3,49E-02	0	≤ 1,92E-01	3	≤ 3,44E+00	2
9	≤ 3,92E-02	0	≤ 2,16E-01	1	≤ 3,87E+00	0
10	≤ 4,35E-02	0	≤ 2,40E-01	4	≤ 4,30E+00	0
11	≤ 4,77E-02	0	≤ 2,64E-01	0	≤ 4,73E+00	0
12	≤ 5,20E-02	0	≤ 2,88E-01	1	≤ 5,16E+00	2
13	≤ 5,63E-02	0	≤ 3,12E-01	0	≤ 5,59E+00	0
14	≤ 6,06E-02	0	≤ 3,36E-01	0	≤ 6,02E+00	3
15	≤ 6,49E-02	0	≤ 3,60E-01	0	≤ 6,45E+00	0
16	≤ 6,92E-02	1	≤ 3,84E-01	0	≤ 6,88E+00	0
17	≤ 7,34E-02	0	≤ 4,08E-01	0	≤ 7,31E+00	0
18	≤ 7,77E-02	0	≤ 4,32E-01	0	≤ 7,74E+00	0
19	≤ 8,20E-02	0	≤ 4,56E-01	0	≤ 8,17E+00	0
20 (Max.)	≤ 8,63E-02	1	≤ 4,80E-01	1	≤ 8,60E+00	1



**Abbildung 16:** Häufigkeitsverteilungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter

## 6.5.2 Unsicherheitsanalyse

Die Unsicherheitsanalyse erfolgt anhand eines Vergleichs der jeweiligen Ziel-CDF für die Rechenfälle unter Nutzung der empirischen Verteilung sowie der Log-Normalverteilung (arithmetische Momente) für die einflussreichen Parameter. Die grafische Darstellung der Resultate enthält Abbildung 17. Die tabellarischen Ergebnisse zu den Ziel-Verteilungen werden gemeinsam mit den Resultaten aus Kap. 6.3.1 und 6.4.1 tabellarisch in Anhang 7 zusammengefasst.



**Abbildung 17:** Verteilungen der Zielgröße der 1-D Monte-Carlo-Simulation von  $^{135}\text{Cs}$  mittels Ecolego unter Verwendung parametrischer und empirischer Verteilungen für die Eingabeparameter

Auffällig ist hierbei insbesondere die Abweichung der Ziel-CDF unter Verwendung empirischer Verteilungen von der Ziel-CDF unter Verwendung von Log-Normalverteilungen für die Eingabeparameter. Dabei erfolgt bis zur Kreuzung beider Ziel-CDFs um das 70-Perzentil eine Unterschreitung der CDF bei Nutzung empirischer Eingangsverteilungen um bis zu einem Faktor 1,2. Ab dem 70-Perzentil wird eine Überschreitung der Ziel-CDF bei Nutzung empirischer Eingangsverteilungen gegenüber der Ziel-CDF bei Nutzung von Log-Normal-Eingangsverteilungen bis zu einem Faktor 1,4 beobachtet. Das Maximum (das 100-Perzentil) der Ziel-Verteilung unter Nutzung empirischer Verteilungen überschreitet das Maximum der Ergebnis-CDF unter Verwendung der Log-Normalverteilung für die Eingabeparameter um einen Faktor 5,2. Der Sachverhalt lässt auf einen größeren Einfluss der höheren Perzentile der empirischen Eingabe-Verteilungen und/oder auf den größeren Einfluss von deren Interaktionen schließen. Die Abweichungen könnten zudem auf die

---

unterschiedlichen verwendeten Stichproben der physikalischen Parameter in den beiden Rechenfällen zurückzuführen sein. Die relative Abweichung zwischen den Ergebnissen der deterministischen Simulationen unter Verwendung der arithmetischen Mittel zu den Stichproben aus IAEA (2009, 2010) und den arithmetischen Mittelwerten zu den innerhalb dieser Arbeit eruierten Stichproben für die physikalischen Eingabeparameter liegt jedoch bei lediglich 2,7 %.

### 6.5.3 Sensitivitätsanalyse

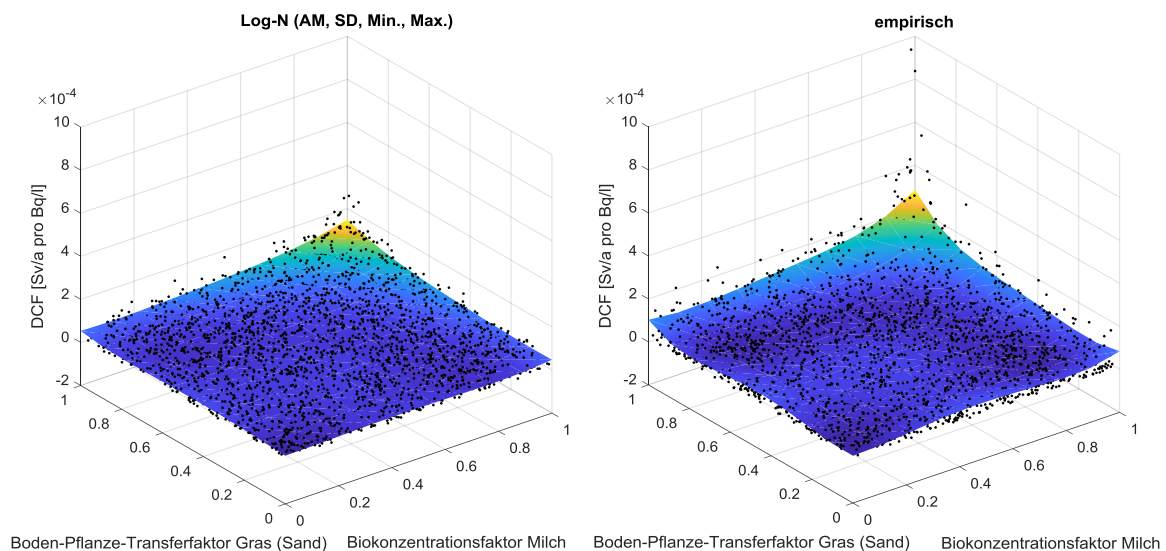
Im Rahmen der Sensitivitätsanalyse mittels **Korrelations-Verfahren** sind keine auffälligen Abweichungen zwischen beiden Rechenansätzen zu beobachten (siehe Abbildung 19). Allerdings zeigt der Ansatz unter Verwendung von empirischen Verteilungen für die Eingabeparameter ein weniger lineares Modellverhalten ( $R^2 = 0,70$ ) gegenüber der Verwendung von Log-Normalverteilungen ( $R^2 = 0,88$ ), während die jeweiligen Bestimmtheitsmaße für den monotonen Zusammenhang mit  $R^2(Rang) = 0,85$  bei Verwendung empirischer Verteilungen und mit  $R^2(Rang) = 0,88$  bei Nutzung von Log-Normalverteilungen nahezu identisch hoch ausfallen.

Bei Anwendung **Varianz-basierter Verfahren** sind deutliche Unterschiede zwischen den Ergebnissen beider Rechenansätze zu erkennen (siehe Abbildung 20). Zwar sind jeweils die gleichen Parameter als sensitiv identifiziert worden, jedoch fallen die berechneten SOBOL'-Indizes **erster Ordnung** unter Verwendung empirischer Verteilungen geringer aus als bei Nutzung von Log-Normalverteilungen (insbesondere für den Boden-Pflanze-Transferfaktor für Gras). Entsprechend sinkt die Summe der Sensitivitäts-Indizes bei Verwendung empirischer Verteilungen auf lediglich 58 % im Vergleich zur Nutzung von Log-Normalverteilungen mit einer Summe von 86 %. Die Indizes **zweiter Ordnung** (siehe Tabelle 18) legen jedoch einen gleich starken Einfluss der Interaktionen zwischen dem Biokonzentrationsfaktor für Milch und dem Boden-Pflanze-Transferfaktor für Gras (Sand) auf das Ergebnis dar (vergleiche Kap. 6.4.2).

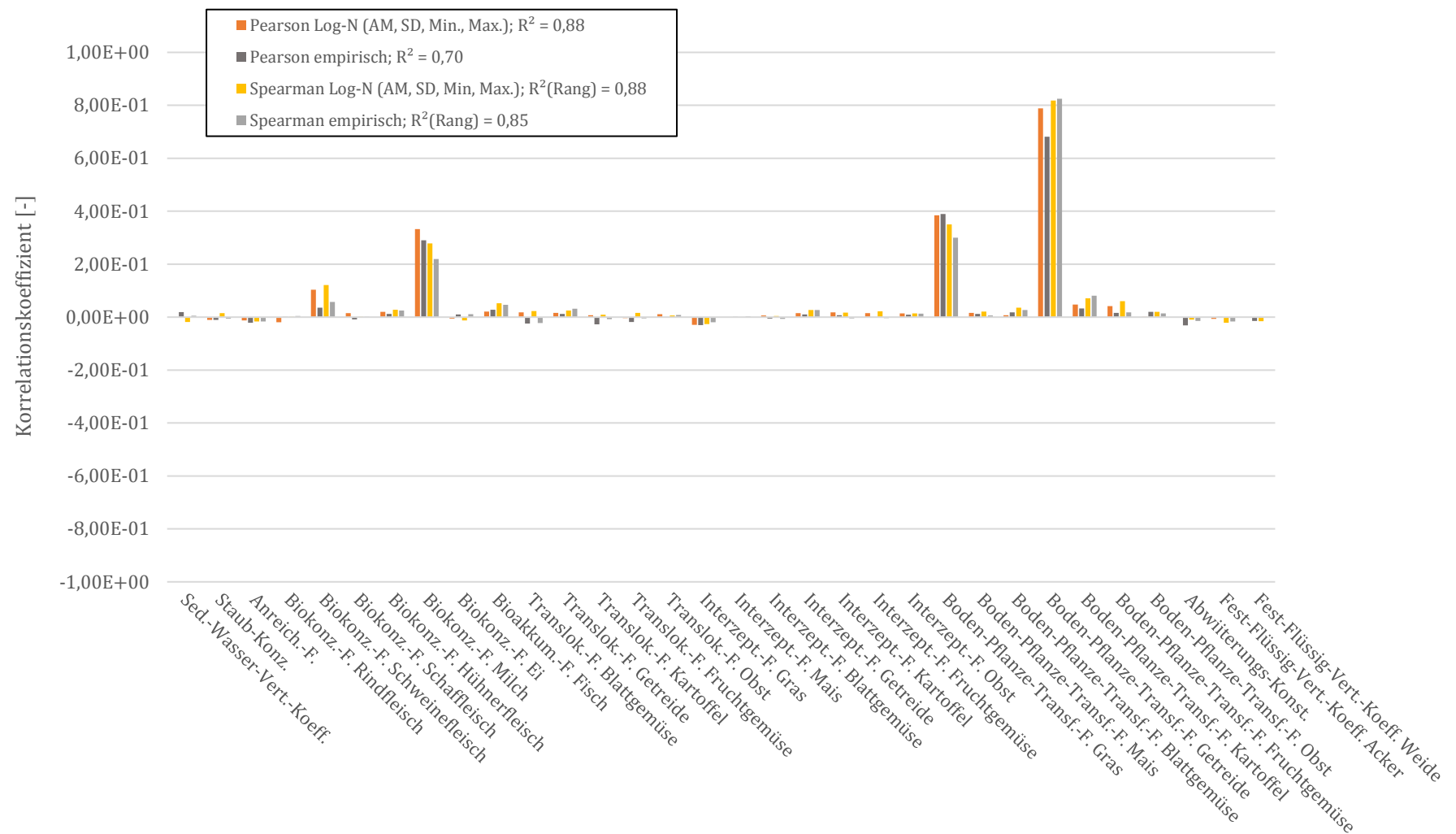
**Tabelle 18:** Interaktionen ausgewählter physikalischer Parameter im Rahmen der Rechenfälle mit parametrischen und empirischen Verteilungen von  $^{135}\text{Cs}$

Rechenansatz	Eingabeparameter 1	Eingabeparameter 2	SOBOL'-Index
Log-N (AM, SD, Min., Max.)	Biokonzentrationsfaktor Milch	Boden-Pflanze-Transferfaktor Gras (Sand)	0,10
empirisch	Biokonzentrationsfaktor Milch	Boden-Pflanze-Transferfaktor Gras (Sand)	0,11

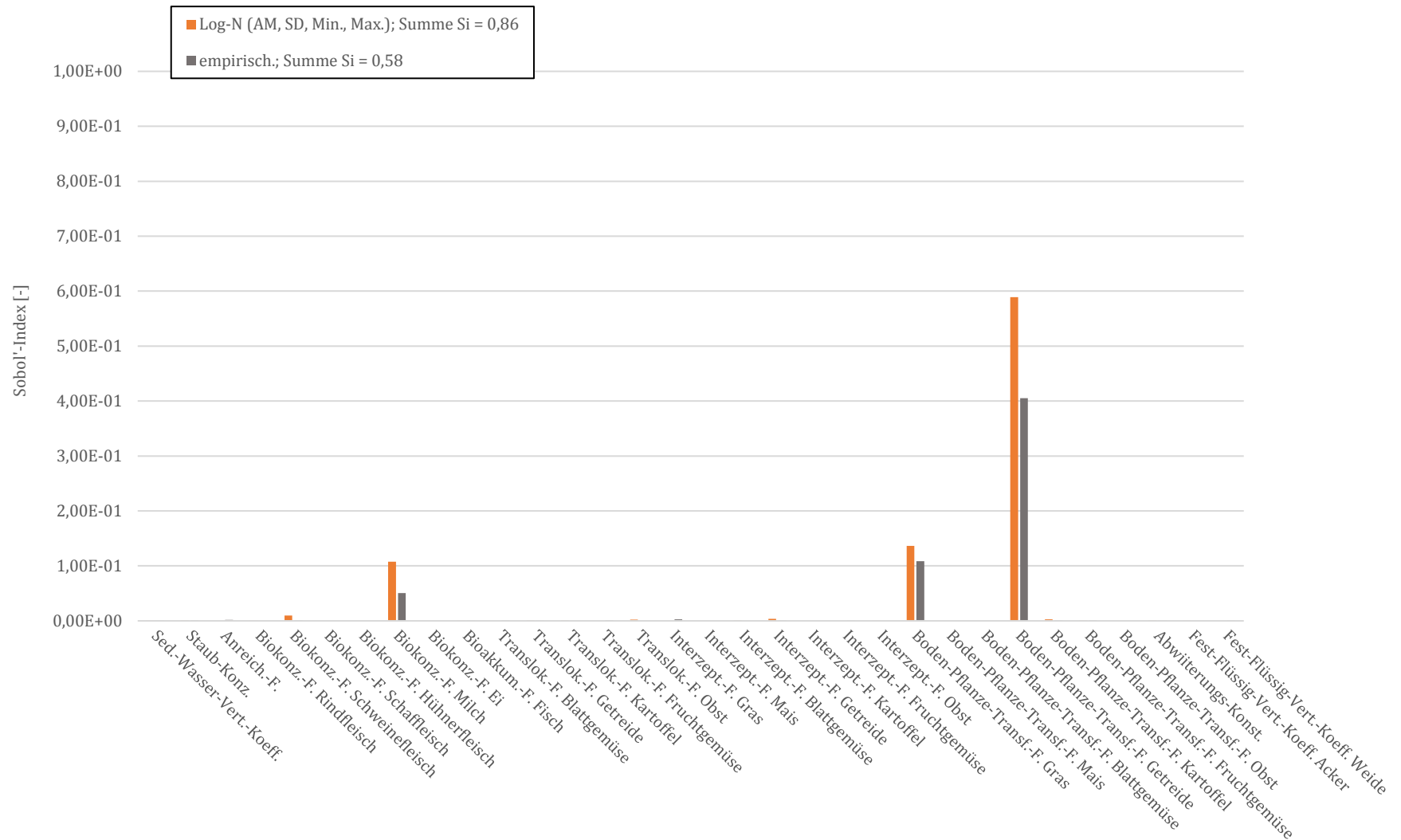
Entsprechend bleibt der Einfluss auf die höheren Perzentile der Ergebnis-CDF auch für den Rechenfall unter Verwendung empirischer Verteilungen für die signifikanten (und in diesem Beispiel auch stärker interagierenden) Eingabeparameter beschränkt (siehe die grafische Darstellung der **HDMR** in Abbildung 18). Weitere auffällige Interaktionen waren in keinem der Rechenfälle zu identifizieren. Die verbleibenden 31 % zur vollständigen Erklärung des Modells bzw. die jeweils niedrigeren SOBOL'-indizes erster Ordnung unter empirischen Verteilungen können möglicherweise auf den durch lückenhafte Eingangs-Histogramme entstehenden lücken- bzw. sprunghaften Ergebnisraum und die damit einhergehenden Schwierigkeiten bei der FOURIER-Transformation zurückzuführen sein.



**Abbildung 18:** Grafische Darstellung der HDMR für die interagierenden Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße der Rechenfälle mit parametrischen und empirischen Verteilungen von  $^{135}\text{Cs}$



**Abbildung 19:** Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die Rechenfälle unter parametrischen und empirischen Verteilungen von  $^{135}\text{Cs}$



**Abbildung 20:** Sensitivitäts-Indizes nach sobol' für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die Rechenfälle unter Verwendung von parametrischen und empirischen Verteilungen von <sup>135</sup>C

---

#### **6.5.4 Kurzzusammenfassung und Kurzausblick**

Untersucht wurde jeweils das Modellergebnis bei Verwendung von empirischen Verteilungen und Log-Normalverteilungen zur Abbildung der Variabilität der als sensitiv identifizierten Elementspezifischen Eingabeparameter. Ein relativer Vergleich beider Ansätze zeigte, dass trotz vergleichbarer Stichproben zur Konstruktion der entsprechenden Verteilungen für die Eingangsgrößen sehr unterschiedliche Verteilungen der Zielgröße resultieren können. Eine Approximation der Stichprobe eines Eingangsparameters an eine parametrische Verteilung kann somit zu abweichenden Modellergebnissen führen. Zur Gewährleistung eines Höchstmaßes an Repräsentativität und damit an Robustheit der Langzeitsicherheitsanalyse sollten daher vergleichsweise beide Ansätze (sowohl die Nutzung der empirischen als auch der approximierten parametrischen Verteilung für die Eingangsgrößen) verfolgt werden. Hierbei gilt die generelle Voraussetzung, dass die jeweiligen Stichproben einen entsprechend hohen Umfang ausweisen sowie dass auch die Extremwerte bei der Erhebung miterfasst worden sind.

Verschiedene Ansätze der Sensitivitätsanalyse zeigten bei Verwendung empirischer Verteilungen z. T. Einschränkungen gegenüber der Nutzung der Log-Normalverteilung, jedoch konnten auch bei Verwendung der empirischen Verteilung alle Parameter bereits mittels des Korrelationskoeffizienten nach PEARSON eindeutig identifiziert werden.

Wurde bisher lediglich der Einfluss der Variabilität eines Eingangsparameters durch die Variation von dessen Verteilungstypus im Rahmen einer eindimensionalen Monte-Carlo-Simulation berücksichtigt, erfolgt im kommenden Abschnitt zusätzlich die Analyse von dessen Ungewissheit. Dabei werden statt der bisherig verwendeten Punktgrößen der Momente einer parametrischen Verteilung nun Intervallschätzer von deren Momenten (die nun ebenfalls über Verteilungen abgebildet werden) zur Konstruktion von Log-Normalverteilungen für Konzentrationsverhältnisse verwendet. Entsprechende Ansätze dieser zweidimensionalen Monte-Carlo-Simulation sind bisher nicht für die Expositionsmodellierung im Rahmen der Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe verfolgt worden.

#### **6.6 2-D Monte-Carlo-Simulation mittels parametrischer Verteilungen**

Die Variabilität eines (radioökologischen) Parameters wird im Allgemeinen über dessen hypothetische Verteilung repräsentiert. Die Darstellung der Ungewissheit hingegen wird über die Lage der statistischen Momente der Verteilung, wie z. B. dem Erwartungswert und der Standardabweichung einer Normalverteilung oder den Grenzen einer Gleichverteilung, realisiert



---

(vergleiche Kap. 3.1). Im Gegensatz zur Verwendung von Stichprobenkennwerten als Punktschätzer der Momente für eine hypothetische Verteilung des Parameters und deren anschließende Verwendung im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation erfolgt im Rahmen der 2-D Monte-Carlo-Simulation die Nutzung von Intervallschätzern der Momente mit anschließender getrennter Darstellung von Variabilität und Ungewissheit.

Nun sind annähernd alle Parameter in radioökologischen Modellen Variablen der zweiten Ordnung, gekennzeichnet sowohl durch aleatorische als auch epistemische Unsicherheit. Dies gilt im Besonderen für den sehr von den Gegebenheiten des jeweiligen Standortes abhängigen Boden-Pflanze-Transferfaktor (z. T. auch für alle sonstigen Standort-unabhängigen Konzentrationsverhältnisse). Die Reduzierung der Ungewissheit des Parameters durch Erhebung einer repräsentativen Stichprobe ist hierbei nur unter erheblichem Aufwand oder gar nicht möglich. Die Verwendung von unterschiedlichen Stichproben impliziert daher auch immer unterschiedliche Stichprobenkennwerte bzw. Momente (siehe beispielhaft im vergangenen Kap. 6.5.1). Ergo ist die Lage der Momente der hypothetischen Verteilung des Boden-Pflanze-Transferfaktors stets ungewiss und damit auch immer von den Randbedingungen zur Erhebung der Stichprobe selbst abhängig. Somit scheint die Nutzung von Intervallschätzern eines bestimmten Konfidenzniveaus zur Abbildung der Ungewissheit gerade im Hinblick auf den (insbesondere durch die Randbedingungen beeinflussbaren) Boden-Pflanze-Transferfaktor zweckmäßig. Die Momente, z. B. der Erwartungswert und die Standardabweichung der Log-Normal-Verteilung des Parameters, bilden hierbei nun wiederum Zufallsvariablen und werden in einer äußeren Rechenschleife von der inneren Schleife (der konventionellen 1-D Monte-Carlo-Simulation) getrennt variiert.

Die Konstruktion von entsprechenden Verteilungen für die Momente der Verteilungen der radioökologischen Parameter wird im nachfolgenden Kap. 6.6.1 erläutert. Die nachfolgende 2-D Monte-Carlo-Simulation erfolgt mittels Crystal Ball unter 5000 Rechenrealisierungen für die innere und 200 Realisierungen für die äußere Schleife, in Summe eine Million Samples. Anschließend wird die Darstellung der Ergebnisse mittels des Plots der Maximum- und Minimum-Ergebnis-CDF vorgenommen. Letztendlich erfolgen der Vergleich und die Bewertung der Resultate der deterministischen sowie der 1-D und der 2-D Simulation und damit auch der Ungewissheit und der Variabilität in den Ergebnissen der radioökologischen Modellierung.

---

### 6.6.1 Konstruktion parametrischer Verteilungen für Momente

Die bisherige eindimensionale Monte-Carlo-Simulation basierte auf der Verwendung von Punktschätzern bzw. deterministischen Werten für die Momente der Verteilungen der physikalischen Parameter. Im Rahmen der zweidimensionalen Simulation soll nun die Nutzung von entsprechenden Intervallschätzern bzw. Verteilungen der Momente erfolgen. Diese Methodik basiert auf der zunächst notwendigen Bestimmung von entsprechenden Konfidenzintervallen (eines entsprechenden Vertrauensniveaus) für die Momente einer jeweiligen Verteilung sowie der anschließenden Konstruktion der entsprechenden Verteilungen selbst.

Bei Vorlage der (in diesem Fall nicht vorhandenen) Stichprobe wäre die Bestimmung von Konfidenzintervallen für deren Momente z. B. durch Bootstrapping ermöglicht (FREY & BURMASTER 1999). Für die physikalischen Parameter des vorliegenden Modells wurde jedoch bereits die Verwendung einer Log-Normalverteilung zur Repräsentation von deren Variabilität als näherungsweise geeignet unterstellt (siehe Kap. 6.5). Entsprechend ist nun eine Bestimmung der Konfidenzintervalle für die arithmetischen Mittel  $\bar{x}$  und die (korrigierten) Standardabweichungen  $s_x$  der jeweiligen Stichproben bzw. eine Berechnung der Schätzer der jeweiligen Erwartungswerte  $\theta$  und der Standardabweichungen  $\delta$  der approximierten Log-Normalverteilungen zur Abbildung der Ungewissheit notwendig. Eine hierfür naheliegende triviale Lösung durch logarithmische (Hin-) Transformation der Momente in die Normalverteilung mit anschließender konventioneller Bestimmung der Konfidenzgrenzen über den Standardfehler sowie das gewählte Quantil der je nach Stichprobenumfang  $n$  verwendeten  $t$ - oder Standardnormalverteilung und letztendlicher exponentieller Rücktransformation („naive“ Methode) hat sich jedoch als wenig praktikabel erwiesen und führt möglicherweise zu einem verzerrten Schätzer von  $\theta$  (OLSSON 2005). Zur Bestimmung von Konfidenzintervallen des Mittel- bzw. des Erwartungswertes einer Log-Normalverteilung wurden daher weitere, in ihrer Qualität unterschiedliche Methoden entwickelt. In Anlehnung an die Arbeit von OLSSON (2005) sei nachfolgend eine Auswahl an möglichen Verfahren näher erläutert.

Gemäß der **Methodik nach COX** (persönliche Mitteilung in LAND 1971) erfolgt die Bestimmung des Konfidenzintervalls für  $\theta$  unter der zunächst notwendigen Berechnung des Konfidenzintervalls für dessen logarithmiertes Pendant durch:

$$\bar{y} + \frac{s_y^2}{2} \pm z \sqrt{\frac{s_y^2}{n} + \frac{s_y^4}{2(n-1)}} \quad (25)$$

---

wobei  $\bar{y}$  das arithmetische Mittel und  $s_y$  die Standardabweichung der logarithmisch transformierten Stichprobe der Variablen  $Y = \ln(X)$  sowie  $z_{(1-\frac{\alpha}{2})}$  das  $1 - \frac{\alpha}{2}$ -Quantil der Standardnormalverteilung sind.

Die Rücktransformation der hierbei bestimmten Konfidenzgrenzen mittels der Exponentialfunktion ergibt schließlich das Konfidenzintervall für  $\theta$ . Die Methodik wird insbesondere für größere Stichprobenumfänge als adäquat betrachtet (OLSSON 2005).

In einer **modifizierten Methodik nach COX** (OLSSON 2005) wird unter Nutzung von Formel (25) lediglich das  $1 - \frac{\alpha}{2}$ -Quantil der  $t$ -Verteilung mit  $n - 1$  Freiheitsgraden anstatt den entsprechenden Quantilen der Standardnormalverteilung verwendet. Insbesondere für kleinere Stichprobenumfänge werden hierbei vergleichbare bis adäquatere Ergebnisse erzielt (OLSSON 2005).

Im Rahmen eines auf der **Große-Stichproben-Theorie basierenden Ansatzes** erfolgt die direkte Nutzung der naiven Stichprobenkennwerte  $\bar{x}$  und  $s_x$  ohne logarithmische Transformation der einzelnen Stichprobenelemente bzw. ohne Bestimmung von deren entsprechenden arithmetischen Mittelwerten  $\bar{y}$  und zugehöriger Standardabweichungen  $s_y$ . Ergo ist diese Methodik insbesondere bei Mangel an Original-Stichprobendaten bzw. bei ausschließlicher Verfügbarkeit der Stichprobenkennwerte geeignet. In Anlehnung an den zentralen Grenzwertsatz kann hierbei unter angemessenem Umfang der Stichprobe eine Approximation der Verteilung des Stichprobenmittelwertes an die Normalverteilung erfolgen. Das entsprechende Konfidenzintervall des Stichprobenmittelwertes  $\bar{x}$  ergibt sich unter der Bestimmung des Standardfehlers und dem entsprechenden Quantil der Standardnormalverteilung direkt mittels:

$$\bar{x} \pm z \sqrt{\frac{s_x^2}{n}} \quad (26).$$

Ein seitens OLSSON (2005) durchgeführter Vergleich der o. g. Verfahren unter Verwendung von Stichprobenumfängen von  $5 \leq n \leq 500$  identifizierte die naive und die erweiterte Methode nach COX als jene mit den hochwertigsten Ergebnissen. Insbesondere für kleine Stichproben scheint die Verwendung der erweiterten Methode das Mittel der Wahl. Die Verwendung des auf der Große-Stichproben-Theorie basierenden Ansatzes führt insbesondere bei kleinen Stichprobenumfängen zu erheblich niedrigeren Konfidenzintervallen, birgt jedoch ab einem Umfang von  $n \geq 200$  den Erhalt von mit den Methoden nach COX vergleichbaren Ergebnissen.

Zur Bestimmung von Konfidenzintervallen für die Standardabweichungen der Stichproben wird im Rahmen des methodischen Ansatzes der vorliegenden Arbeit ebenfalls das simple auf der Große-Stichproben-Theorie basierende Verfahren verwendet.<sup>46</sup> Die Berechnung der unteren und oberen Konfidenzgrenze der Standardabweichung des log-normalverteilten Merkmals erfolgt hierbei ohne Transformation mittels der konventionellen Formel für die Normalverteilung und den Quantilen der  $\chi^2$ -Verteilung:

$$s_x \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2_{(1-\frac{\alpha}{2}; n-1)}}}; s_x \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2_{(\frac{\alpha}{2}; n-1)}}} \quad (27)$$

wobei  $\chi^2_{(p; n-1)}$  und das  $p$ -Quantil der  $\chi^2$ -Verteilung mit  $n - 1$  Freiheitsgraden sind.

Die Bestimmung der Konfidenzintervalle für das arithmetische Mittel und die Standardabweichungen der Stichproben-Verteilungen einzelner sensibler Konzentrationsverhältnisse des Modells (Boden-Pflanze-Transfer- und Biokonzentrationsfaktoren) erfolgt innerhalb des vorliegenden Ansatzes anhand der Verwendung von deren angegebenen jeweiligen Stichprobenkennwerten (geometrische und arithmetische Mittel, geometrische und arithmetische Standardabweichungen sowie Stichprobenumfänge) aus IAEA (2009, 2010) über die Beziehungen:

$$\ln GM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i = \bar{y} \quad (28)$$

$$\ln GSD = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln x_i - \bar{y})^2 = s_y^2 \quad (29).$$

Die unter einem Konfidenzniveau von 95 % berechnenden Konfidenzintervalle für das arithmetische Mittel der Stichprobe sowie deren Verhältnis zur jeweiligen Standardabweichung enthält Tabelle 19.

---

<sup>46</sup> Konfidenzintervalle für die Standardabweichung einer Log-Normalverteilung können ebenso, wie auch für den Erwartungswert, mittels aufwendiger numerischer Integration bestimmt werden. Entsprechende Ansätze sind in LAND (1971, 1988) sowie eine rechentechnische Implementierung in LYON & LAND (1999) beschrieben. Das entsprechende Rechenprogramm liegt jedoch nicht vor, auf die aufwendige numerische Integration wird daher im Rahmen der Entwicklung des vorliegenden methodischen Ansatzes verzichtet.

**Tabelle 19:** 5- sowie 95-Konfidenzgrenzen der arithmetischen Mittelwerte und Standardabweichungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorien	n	AM	naive Methode	Methode nach COX	Methode nach OLSSON	Methode nach Große-Stichproben-Theorie	SD	Methode nach Große-Stichproben-Theorie
Boden-Pflanze-Transferfaktor $f_{sp}$	Bq/kg TM pro Bq/kg TM bzw. Bq/kg FM pro Bq/kg TM (für Obst)	Cäsium	Gras, Sand	169	6,40E-01	2,34E-01; 3,59E-01	1,10E-01; 5,61E+00	1,09E-01; 5,67E+00	5,10E-01; 7,70E-01	8,60E-01	7,77E-01; 9,63E-01
			Mais, Lehm	14	2,30E-02	9,02E-03; 2,84E-02	6,28E-03; 1,09E-01	5,43E-03; 1,26E-01	1,25E-02; 3,35E-02	2,00E-02	1,45E-02; 3,22E-02
			Getreide, Lehm	158	4,30E-02	1,60E-02; 2,50E-02	7,56E-03; 3,87E-01	7,41E-03; 3,95E-01	3,52E-02; 5,08E-02	5,00E-02	4,50E-02; 5,62E-02
			Kartoffeln, Lehm	40	4,60E-02	2,68E-02; 4,57E-02	1,55E-02; 1,59E-01	1,49E-02; 1,64E-01	3,58E-02; 5,62E-02	3,30E-02	2,70E-02; 4,24E-02
			Blattgemüse, Lehm	119	1,80E-01	5,53E-02; 9,91E-02	2,83E-02; 2,58E+00	2,77E-02; 2,64E+00	1,44E-01; 2,16E-01	2,00E-01	1,77E-01; 2,29E-01
			Fruchtgemüse, Lehm	5	9,40E-02	3,96E-03; 2,75E-01	6,33E-03; 3,15E+00	1,73E-03; 1,15E+01	-2,00E-02; 2,08E-01	1,30E-01	7,79E-02; 3,75E-01
Biokonzentrationsfaktor $f_{bc}$	d/kg FM bzw. d/l (für Milch)		Obst, Lehm	5	4,50E-03	2,99E-03; 4,10E-03	2,95E-03; 4,21E-03	2,74E-03; 4,54E-03	1,70E-03; 7,30E-03	3,20E-03	1,92E-03; 9,24E-03
			Rindfleisch	58	3,00E-02	1,75E-02; 2,77E-02	9,51E-03; 1,09E-01	9,28E-03; 1,12E-01	2,41E-02; 3,59E-02	2,30E-02	1,94E-02; 2,82E-02
			Schweinefleisch	22	2,20E-01	1,67E-01; 2,39E-01	1,24E-01; 3,82E-01	1,19E-01; 3,95E-01	1,82E-01; 2,58E-01	9,00E-02	6,92E-02; 1,29E-01
			Schafffleisch	41	2,70E-01	1,48E-01; 2,44E-01	8,62E-02; 7,80E-01	8,33E-02; 8,07E-01	1,90E-01; 3,50E-01	2,60E-01	2,13E-01; 3,33E-01
			Geflügelfleisch	13	3,00E+00	2,03E+00; 3,59E+00	1,56E+00; 5,82E+00	1,45E+00; 6,26E+00	2,29E+00; 3,71E+00	1,30E+00	9,32E-01; 2,24E+00
			Milch	288	6,10E-03	4,24E-03; 4,99E-03	2,24E-03; 1,53E-02	2,23E-03; 1,54E-02	5,37E-03; 6,83E-03	6,30E-03	5,82E-03; 6,86E-03
		Ei	11	4,30E-01	3,15E-01; 5,08E-01	2,46E-01; 7,65E-01	2,28E-01; 8,27E-01	3,35E-01; 5,25E-01	1,60E-01	1,12E-01; 2,81E-01	

Bei Lage des arithmetischen Mittelwerts außerhalb der berechneten Intervallgrenzen, wird eine rote Markierung vorgenommen.

---

Demnach versagt die naive Methode bei der Mehrheit an Parametern, da der arithmetische Mittelwert selbst nicht vom Konfidenzintervall eingeschlossen wird. Die auf der Große-Stichproben-Theorie basierende Methode birgt im Vergleich zu den Methoden nach COX und OLSSON engere Grenzen sowie einmalig ein für einen kleinen Stichprobenumfang negatives und damit unplausibles Ergebnis. Die Methode nach COX offeriert bei kleineren Stichprobenumfängen jeweils im Vergleich zur Methode nach OLSSON ebenfalls engere Grenzen, bei größeren Stichprobenumfängen jedoch annähernd äquivalente Ergebnisse. Die berechneten Intervalle nach OLSSON enthalten zudem in jedem der Fälle jeweils den arithmetischen Mittelwert der Stichprobe, die Methodik wird daher als die adäquateste identifiziert. Eine von der jeweiligen Methodik unabhängige und eindeutige Beziehung zwischen Konfidenzintervall und Standardabweichung analog der Normalverteilung scheint nach jeweiligem Abgleich von deren Verhältnissen bei der Log-Normalverteilung nicht zu bestehen. Demnach ergeben sich Verhältnisse im Unterschied von bis zu drei Größenordnungen für den gleichen Stichprobenumfang bzw. jeweilige Verhältnisse innerhalb der gleichen Größenordnung bei äußerst unterschiedlichen Stichprobenumfängen im Rahmen der Methoden nach COX und OLSSON. Die auf der Große-Stichproben-Theorie basierende Methodik offeriert jedoch einer Potenzfunktion mit negativem Exponenten entsprechendem Zusammenhang zwischen dem Umfang sowie dem Verhältnis zwischen dem jeweiligen Konfidenzintervall und der Standardabweichung zum arithmetischen Mittel der Stichprobe. Anhand einer Regressionsanalyse zu den Verhältnissen zwischen den berechneten 90-Konfidenzintervallen (90-CI) und den Standardabweichungen zum arithmetischen Mittelwert der Stichproben sowie den entsprechenden Umfängen der jeweiligen Stichproben aus Tabelle 20 konnte der nachfolgende Zusammenhang eruiert werden:

$$\frac{90CI}{SD} = 3,92n^{-0,5} \quad (30).$$

Das zugehörige Bestimmtheitsmaß zeigt dabei mit  $R^2 = 1,0$  einen perfekten Zusammenhang.

**Tabelle 20:** 90-Konfidenzintervalle der arithmetischen Mittelwerte und Verhältnisse zur Standardabweichung der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorien	n	AM	naive Methode		Methode nach COX		Methode nach OLSSON		Methode nach Große-Stichproben-Theorie	
						CI	Verhält. SD	CI	Verhält. SD	CI	Verhält. SD	CI	Verhält. SD
Boden-Pflanze-Transferfaktor $f_{sp}$	Bq/kg TM pro Bq/kg TM bzw. Bq/kg FM pro Bq/kg TM (für Obst)	Cäsium	Gras, Sand	169	6,40E-01	1,25E-01	0,15	5,50E+00	6,40	5,56E+00	6,46	2,59E-01	0,30
			Mais, Lehm	14	2,30E-02	1,94E-02	0,97	1,03E-01	5,15	1,21E-01	6,05	2,10E-02	1,05
			Getreide, Lehm	158	4,30E-02	8,96E-03	0,18	3,80E-01	7,59	3,88E-01	7,75	1,56E-02	0,31
			Kartoffeln, Lehm	40	4,60E-02	1,88E-02	0,57	1,43E-01	4,34	1,50E-01	4,53	2,05E-02	0,62
			Blattgemüse, Lehm	119	1,80E-01	4,39E-02	0,22	2,55E+00	12,74	2,61E+00	13,04	7,19E-02	0,36
			Fruchtgemüse, Lehm	5	9,40E-02	2,71E-01	2,08	3,14E+00	24,16	1,15E+01	88,70	2,28E-01	1,75
Biokonzentrations-faktor $f_{bc}$	d/kg FM bzw. d/l (für Milch)		Obst, Lehm	5	4,50E-03	1,12E-03	0,35	1,26E-03	0,39	1,80E-03	0,56	5,61E-03	1,75
			Rindfleisch	58	3,00E-02	1,02E-02	0,44	1,00E-01	4,35	1,03E-01	4,48	1,18E-02	0,51
			Schweinefleisch	22	2,20E-01	7,23E-02	0,80	2,58E-01	2,87	2,76E-01	3,06	7,52E-02	0,84
			Schafffleisch	41	2,70E-01	9,55E-02	0,37	6,94E-01	2,67	7,23E-01	2,78	1,59E-01	0,61
			Geflügelfleisch	13	3,00E+00	1,56E+00	1,20	4,26E+00	3,27	4,81E+00	3,70	1,41E+00	1,09
			Milch	288	6,10E-03	7,41E-04	0,12	1,31E-02	2,07	1,31E-02	2,09	1,46E-03	0,23
		Ei	11	4,30E-01	2,21E-01	1,38	5,19E-01	3,24	5,99E-01	3,75	1,89E-01	1,18	

---

Analog der Verteilung der Parameter zur Repräsentation der Variabilität ist nun die Verteilung der entsprechenden Momente der Verteilung des radioökologischen Parameters zur Repräsentation der Ungewissheit zunächst unbekannt. Ist die Unterstellung einer log-normalverteilten Variabilität der physikalischen Parameter unter der Annahme einer Multiplikation positiver und unabhängiger Prozesse bzw. unter Berücksichtigung des zentralen Grenzwertsatzes adäquat (vergleiche Kap. 6.2.3.1 sowie 6.5.1), ist dies (die Unterstellung einer Log-Normalverteilung) ebenfalls zur Abbildung der Ungewissheit geeignet. Insbesondere für den äußerst Standort-spezifischen und damit mit enormen Ungewissheiten behaftete Boden-Pflanze-Transferfaktor kann die Wahl des zu beprobenden Standortes (und somit der Einfluss aller Randbedingungen) ebenfalls als ein zufälliges Produkt unabhängiger Prozesse verstanden werden. Die Attribute der beprobten Standorte und somit auch die Zusammensetzung der entsprechenden Stichproben sind hierbei jedoch überwiegend, wenn nicht ausschließlich, epistemischer Natur. Eine Reduzierung der Ungewissheit wäre somit durch ergänzende Analysen prinzipiell ermöglicht. In diesem Zusammenhang wird nun auch die Verteilung der Momente zur Verteilung eines physikalischen Parameters als log-normalverteilt unterstellt und wird damit wiederum anhand entsprechender Momente (einem arithmetischen Mittel und einer zugehörigen Standardabweichung) beschreibbar<sup>47</sup>.

Für die **Log-Normalverteilung um den arithmetischen Mittelwert** des physikalischen Parameters bilden dabei der bereits vorhandene arithmetische Mittelwert und die vorhandene Standardabweichung selbst jeweils den arithmetischen Mittelwert und die Standardabweichung für die entsprechenden Momente. Der arithmetische Mittelwert für die **Log-Normalverteilung um die Standardabweichung** der Verteilung des physikalischen Parameters entspricht der jeweiligen Standardabweichung der Stichprobe des physikalischen Parameters. Die zugehörige Standardabweichung kann mittels des stichprobenabhängigen Zusammenhangs zwischen dem 90-Konfidenzintervall und der Standardabweichung für die Log-Normalverteilung aus Formel (30) bestimmt werden. Eine Übersicht der innerhalb der Simulation verwendeten Momente zu den Momenten der Verteilungen der physikalischen Parameter enthält Tabelle 21.

---

<sup>47</sup> Denkbar wäre prinzipiell auch die Nutzung einer Normal-, oder dem größtmöglichen Mangel an Information nach, die Unterstellung einer Gleichverteilung. Die Minima und Maxima der Gleichverteilungen für die Momente entsprächen dabei direkt deren, je nach Methodik gewählten, unteren und oberen Konfidenzgrenzen. Die Nutzung einer Gleichverteilung impliziert jedoch eine übermäßig hohe Erfassung von Werten im Bereich des Maximums der Eingangs-Verteilung und somit ein Verschieben der Ergebnis-CDF ebenfalls in Richtung Maximum. Bei Bandbreiten über mehrere Größenordnungen sollte dahingehend auch hierbei die Logarithmierung der Verteilung erfolgen. Bei Nutzung einer (Log-) Gleichverteilung erfolgt jedoch wiederum keine Extrapolation über die Konfidenzgrenzen hinaus. Ergo resultiert hierbei ein genereller Widerspruch zur eigentlichen Kausalität des Zustandekommens einer Stichprobe bzw. zur Philosophie der im Rahmen dieser Arbeit verfolgten Vorgehens ermöglichten, wenn auch z. T. sehr unwahrscheinlichen, Erfassung extremer Werte. Die Verwendung einer Log-Gleichverteilung ist jedoch mittels der Software Crystal Ball ohnehin nicht implementiert. Auch die Unterstellung einer Normalverteilung wird durch die fehlende Option zu deren Beschneidung und der damit einhergehenden möglichen Erfassung negativer Werte ausgeschlossen. Letztendlich bleibt die Nutzung der Log-Normalverteilung somit ohnehin die einzige adäquate und auch weitgehend plausibelste Option.

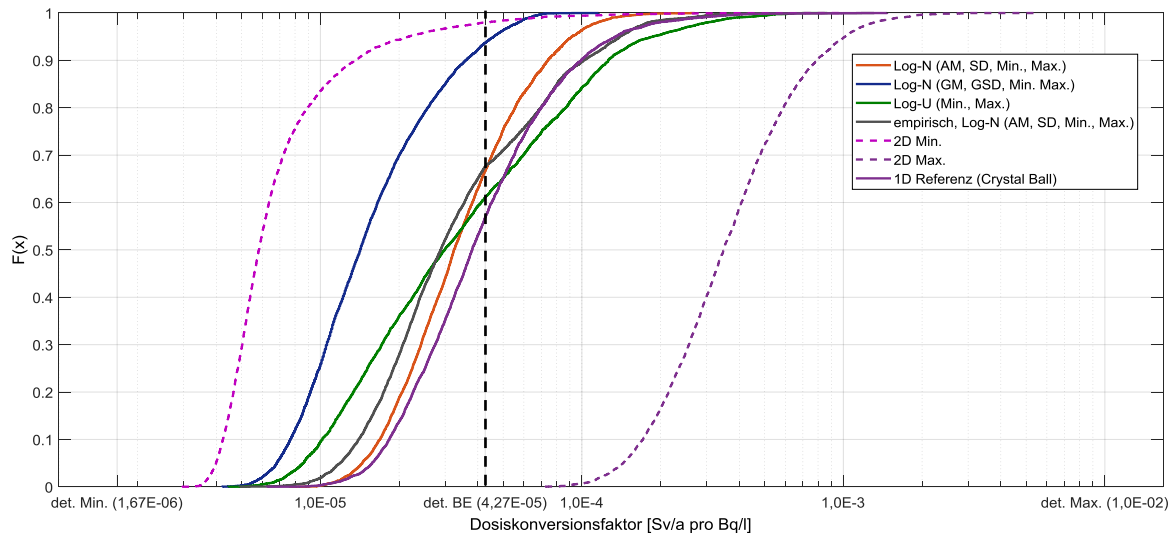


**Tabelle 21:** Verteilungen für die arithmetischen Mittelwerte und Standardabweichungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter

Parameter	Einheit	Element	nachgeordnete Kategorien	n	Verteilungstyp der Stichprobe	Momente der Stichprobe		Verteilungstyp des AM und SD der Stichprobe	Momente des AM der Stichprobe		Momente des SD der Stichprobe	
						AM	SD		AM <sub>AM</sub>	SD <sub>AM</sub>	AM <sub>SD</sub>	SD <sub>SD</sub>
Boden-Pflanze- Transferfaktor $f_{sp}$	Bq/kg TM pro Bq/kg TM bzw. Bq/kg FM pro Bq/kg TM (für Obst)	Cäsium	Gras, Sand	169	LN	6,40E-01	8,60E-01	LN	<b>6,40E-01</b>	8,60E-01	<b>8,60E-01</b>	6,16E-01
			Mais, Lehm	14	LN	2,30E-02	2,00E-02	LN	<b>2,30E-02</b>	2,00E-02	<b>2,00E-02</b>	1,69E-02
			Getreide, Lehm	158	LN	4,30E-02	5,00E-02	LN	<b>4,30E-02</b>	5,00E-02	<b>5,00E-02</b>	3,59E-02
			Kartoffeln, Lehm	40	LN	4,60E-02	3,30E-02	LN	<b>4,60E-02</b>	3,30E-02	<b>3,30E-02</b>	2,48E-02
			Blattgemüse, Lehm	119	LN	1,80E-01	2,00E-01	LN	<b>1,80E-01</b>	2,00E-01	<b>2,00E-01</b>	1,44E-01
			Fruchtgemüse, Lehm	5	LN	9,40E-02	1,30E-01	LN	<b>9,40E-02</b>	1,30E-01	<b>1,30E-01</b>	1,70E-01
			Obst, Lehm	5	LN	4,50E-03	3,20E-03	LN	<b>4,50E-03</b>	3,20E-03	<b>3,20E-03</b>	4,18E-03
Biokonzentrations- faktor $f_{bc}$	d/kg FM bzw. d/l (für Milch)	Cäsium	Rindfleisch	58	LN	3,00E-02	2,30E-02	LN	<b>3,00E-02</b>	2,30E-02	<b>2,30E-02</b>	1,69E-02
			Schweinefleisch	22	LN	2,20E-01	9,00E-02	LN	<b>2,20E-01</b>	9,00E-02	<b>9,00E-02</b>	7,11E-02
			Schafffleisch	41	LN	2,00E-01	2,60E-01	LN	<b>2,70E-01</b>	2,60E-01	<b>2,60E-01</b>	1,95E-01
			Geflügelfleisch	13	LN	3,00E+00	1,30E+00	LN	<b>3,00E+00</b>	1,30E+00	<b>1,30E+00</b>	1,20E+00
			Milch	288	LN	6,10E-03	6,30E-03	LN	<b>6,10E-03</b>	6,30E-03	<b>6,30E-03</b>	4,49E-03
			Ei	11	LN	4,30E-01	1,60E-01	LN	<b>4,30E-01</b>	1,60E-01	<b>1,60E-01</b>	1,43E-01

## 6.6.2 Unsicherheitsanalyse

Ein Vergleich der verschiedenen Ansätze (Nutzung von Punkt- und Intervallschätzern für die Momente der Verteilungen für physikalischen Eingabeparameter) wird nun wiederum über die jeweiligen Ergebnis-Verteilungen der Simulationen anhand eines Referenz-Moments vorgenommen. Hierbei erfolgen der Plot der anhand von Crystal Ball und Ecolego realisierten Referenz-Rechenszenarien der 1-D Simulation (mittels Log-Normalverteilungen und empirischen Eingangs-Verteilungen) sowie ausschließlich der jeweiligen Minimum- und Maximum-Verteilung (der jeweils äußeren bzw. Grenz-Verteilung) der 2-D Simulation (Abbildung 21) und ein jeweiliger Vergleich von deren Medianen. In diesem Zusammenhang sei auf die fehlende Möglichkeit zur Beschneidung der Log-Normalverteilungen in Crystal Ball hingewiesen. Im Vergleich mit den Ergebnissen aus Ecolego kann daher jedoch gleichzeitig eine Aussage über die Berücksichtigung oder Vernachlässigung von Grenzen der Stichproben innerhalb der Modellierung getroffen werden. Die tabellarischen Ergebnisse als ausgewählte Quantile der Ergebnis-Verteilungen werden gemeinsam mit den Resultaten aus Kap. 6.3.1, 6.4.1 und 6.5.2 in Anhang 7 präsentiert.



**Abbildung 21:** Verteilungen der Ergebnisse unter Verwendung von Punkt- und Intervallschätzern parametrischer sowie empirischer Verteilungen der Eingabeparameter im Rahmen der 1-D und 2-D Monte-Carlo-Simulation mittels Ecolego und Crystal Ball von  $^{135}\text{Cs}$

Hierbei sind die weitaus extremeren Ergebnisse der 2-D Simulation gegenüber denen der eindimensionalen bei analogen Bandbreiten von mehrheitlich über zwei Größenordnungen zu

---

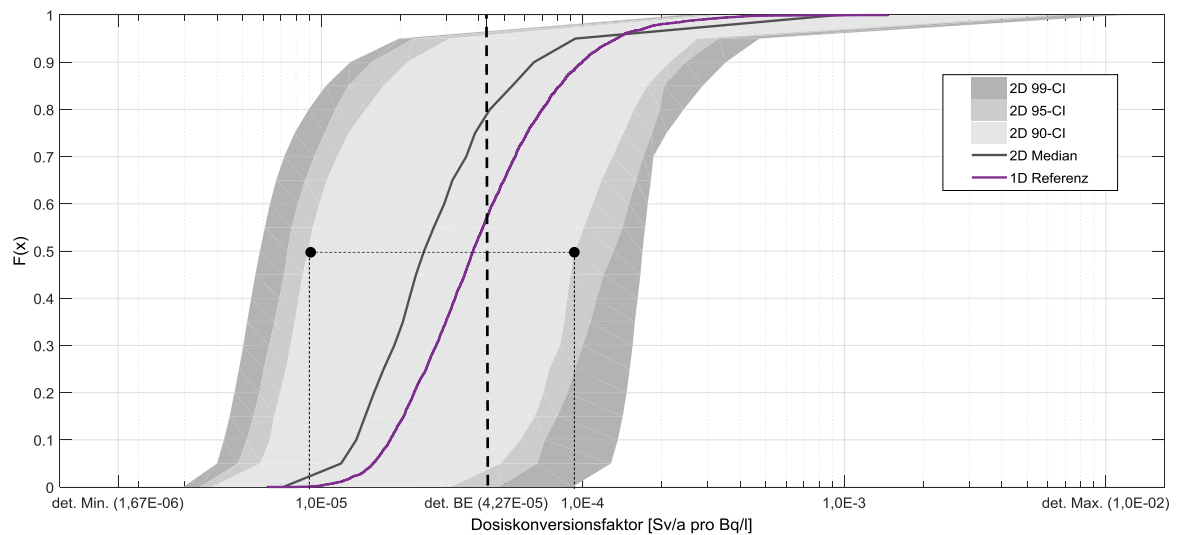
erkennen. Eine Überschreitung der Mediane der Ergebnis-CDF gegenüber dem deterministisch bestimmten DCF ist im vorliegenden Beispiel bis zu einem Faktor 8,2 sowie gleichwohl auch eine Unterschreitung dessen um einen Faktor 7,1 möglich. Die Überschreitung des Maximum-Wertes der deterministischen Simulation ist auf die fehlende Option zur Beschneidung der Log-Normalverteilungen für die Momente (äußere Schleife) innerhalb von Crystal Ball zurückzuführen. Die Vernachlässigung der Grenzen zur Beschneidung der Log-Normalverteilungen der Eingabeparameter und damit die Begrenzung von dessen Variabilität hinsichtlich der 1-D Referenzverteilung (Nutzung arithmetischer Momente, Vernachlässigung von Abhängigkeiten) für Crystal Ball führt darüber hinaus lediglich zu geringfügig höheren, im sonstigen Verlauf der Ziel-CDF aber zu vergleichbaren Ergebnissen mit der entsprechenden 1-D Referenzverteilung für Ecolego.

Abbildung 22 enthält die grafische Darstellung aller Resultate der 2-D Simulation als entsprechende Perzentile bzw. obere und untere Konfidenzgrenzen oder -intervalle (gestaffelte graue Bereiche). Die 0,5- und 99,5-Konfidenzgrenzen enthalten dabei beispielsweise das 99-Konfidenzintervall (99-CI), in dem sich 99 % der hierbei durchgeführten Rechenrealisierungen befinden. Die 5- und 95-Konfidenzgrenzen enthalten beispielsweise das 90-Konfidenzintervall (also 90 % der Rechenrealisierungen) usw. Als Vergleich ist ebenfalls das mittels Crystal Ball bestimmte Ergebnis der 1-D Simulation dargestellt. Die 1-D Referenzverteilung befindet sich hierbei (zufällig) nahe der Medianverteilung (der 50-Konfidenzgrenze) der 2-D Simulation. Wird wiederum der Median als Vergleichsmaß herangezogen, betragen beispielsweise für das 90-Konfidenzintervall (hier der innere hellgraue Bereich innerhalb der Abbildung mit den entsprechenden Markierungen zur Projektion der Median-Werte auf die Abszisse) die Konfidenzgrenzen  $[8,89\text{E-}06; 9,33\text{E-}05]$ <sup>48</sup>. 90 % der 200 Rechenrealisierungen in der äußeren Schleife der 2-D MCS liegen somit im Intervall eines Faktors 5 unter bzw. eines Faktors 2,1 über dem deterministisch bestimmten DCF. Für das 50-CI beispielsweise (hier nicht abgebildet) können im Median die Grenzen  $[1,61\text{E-}05; 4,46\text{E-}05]$  berechnet werden. Die Hälfte aller der 200 Realisierungen befindet sich somit innerhalb dieses Bereichs. Die Mediane aller Ergebnis-Verteilungen erstreckten sich hierbei insgesamt über drei Größenordnungen. Der deterministische DCF wird ab der 73,25-Konfidenzgrenze  $[4,26\text{E-}06]$  unterschritten. Die Wahrscheinlichkeit, unter den hiesigen Bedingungen (verwendete Stichproben bzw. Verteilungen der Parameter, Anzahl an Rechenrealisierungen) den deterministischen DCF zu überschreiten, beträgt somit ca. 27 %. Der große Einfluss der Ungewissheit bei der Zusammenstellung von Stichproben und damit der Einfluss von deren Kennwerten auf die Ergebnisse der Modellierung werden damit verdeutlicht. Jedoch unterschreitet das 50-Perzentil (der Median) der Medianverteilung der 2-D Simulation gleichwohl wiederum den deterministischen DCF um einen

---

<sup>48</sup> Auf die Angabe der Einheit sei hierbei sowie nachfolgend verzichtet.

Faktor 1,7 und liegt damit ebenfalls einen Faktor 1,5 unterhalb des Median der Ergebnis-Verteilung des Referenz-Rechenszenariums im Rahmen der 1-D Simulation.



**Abbildung 22:** Verteilungen ausgewählter Ergebnis-Perzentile der 2-D Monte-Carlo-Simulation sowie Verteilung des Ergebnisses des Referenz-Rechenszenariums der 1-D Simulation mittels Crystal Ball von  $^{135}\text{Cs}$

Im Rahmen eines **deterministischen Rechenansatzes** wurde der „Best Guess“ des Dosiskonversionsfaktors für zwei Referenznuklide unter Verwendung von Mittelwerten der Stichproben aus IAEA (2009, 2010) sowie Modalwerten aus diversen Quellen für die jeweiligen Eingangsparameter des mathematischen Modells bestimmt. Das Ergebnis offerierte jeweils einen mit weiteren Studien vergleichbaren Wert. Durch die Bestimmung der Anteile der einzelnen Expositionspfade an der Gesamtdosis konnten die innerhalb der probabilistischen Simulation zu erwartenden, einflussreichsten Parameterklassen (insbesondere die an den Wirkungspfaden zur Ingestion von Getreide und Milch beteiligten Parametern) bereits eingegrenzt werden.

Die Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation unter Verwendung verschiedener **parametrischer Verteilungen** für die Element-spezifischen Eingangsgrößen identifizierten, jeweils unter verschiedenen Ansätzen der Sensitivitätsanalyse, den Biokonzentrationsfaktor für Milch sowie die Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Gras und Getreide als die einflussreichsten Eingabeparameter auf die Ergebnisgröße für Cäsium sowie jeweils den Bioakkumulationsfaktor, den Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizienten und den Translokations- und Interzeptionsfaktor für Iod. Unter Verwendung Varianz-basierter Verfahren höher Ordnung konnte zudem der Einfluss von Interaktionen zwischen den Eingangsgrößen auf die Zielgröße quantifiziert werden. Es zeigte sich, dass Interaktionen (z. T. im Zusammenwirken mit den Abhängigkeiten) zwischen zwei per se sensitiven Parametern innerhalb der gleichen Wirkungskette deren einzelne Einflüsse auf höhere Perzentile der Ergebnisgröße nochmals verstärken können. In diesem Fall übersteigen die gemeinsamen Effekte der beiden Eingabeparameter die Summe von deren individuellen Effekten auf die Ergebnisgröße. Dies gilt jedoch unter der Voraussetzung, dass die vom Einfluss des Eingangsparameters auf das Monotonieverhalten des Ergebnisses abhängigen Extremwerte (hohe und niedrige Perzentile bzw. Randverteilungen) der Eingangsverteilungen erfasst werden. Hohe Gewichte auf diesen Randverteilungen (z. B. bei Wahl der Log-Gleichverteilung) wird der gemeinsame Effekt wirken sich zudem verstärkend auf die gemeinsamen Effekte aus. Wird jedoch der Median als Bewertungsgröße der probabilistischen Simulation herangezogen, ist der Einfluss von Interaktionen und Abhängigkeiten zwischen den Eingangsgrößen zu vernachlässigen. Werden aber höhere Perzentile des Dosiskonversionsfaktors als Bewertungskriterium herangezogen, sollten bei konkreten Anwendungen generell auch der Einfluss der Interaktionen und ggf. der Abhängigkeiten zwischen den Eingangsparametern näher untersucht und die Verteilungen, falls möglich, zu dessen weitgehender Einschränkung (z. B. Nutzung der Log-Normalverteilung zur Minimierung der wirksamen Randbereiche) optimiert werden.

---

Die Mediane der probabilistisch bestimmten Ergebnis-CDFs unter Verwendung verschiedener parametrischer Verteilungen der Eingangsparameter lagen bei den Rechnungen für Cäsium innerhalb der gleichen Größenordnung und unterschieden sich lediglich um einen Faktor 2,3. Der gewählte Typ einer parametrischen Verteilung des jeweiligen Eingabeparameters bzw. der Einfluss von dessen Variabilität ist somit hinsichtlich des Ergebnisses der hier dargestellten Modellierung und bei Verwendung des Median als Bewertungskriterium von geringerer Relevanz.

Die Verwendung **empirischer Verteilungen** für als sensitiv identifizierten Element-spezifischen Eingangsparameter im Rahmen der eindimensionalen Monte-Carlo-Simulation führte im Vergleich zur Nutzung von Log-Normalverteilungen (unter arithmetischen Momenten) zu z. T. auffälligen Abweichungen in den Perzentilen der jeweiligen Ergebnis-Verteilungen. Eine Berechtigung zur Verwendung von Log-Normalverteilungen für eine adäquate Repräsentation der Variabilität eines physikalischen Eingabeparameters konnte anhand von Anpassungsgütetests entsprechender Beispiel-Stichproben für Konzentrationsverhältnisse nicht nachgewiesen werden. Dieser Umstand sowie die z. T. erheblichen Abweichungen in den Ergebnisverteilungen lassen vermuten, dass das Fitting einer Stichprobe eines radioökologischen Eingangsparameters an eine Lognormal-Verteilung möglicherweise keine adäquate Repräsentation der jeweiligen Variabilität des Parameters darstellt. Zur Gewährleistung eines Höchstmaßes an Repräsentativität und damit an Robustheit der Langzeitsicherheitsanalyse sollten daher vergleichsweise beide Ansätze (sowohl die Nutzung der empirischen als auch der approximierten parametrischen Verteilung für die Eingangsgrößen) verfolgt werden. Hierbei gilt die generelle Voraussetzung, dass die jeweiligen Stichproben einen entsprechend hohen Umfang ausweisen sowie dass auch die Extremwerte bei der Erhebung miterfasst worden sind.

Eine probabilistische **Variation der Momente der parametrischen Verteilungen** für die als sensitiv identifizierten Element-spezifische Eingangsparameter im Rahmen der zweidimensionalen Monte-Carlo-Simulation am Beispiel für Cäsium ergab höhere Bandbreiten der Ergebnisgröße im Vergleich zu den eindimensionalen Ansätzen. Die Mediane aller Ergebnis-Verteilungen erstreckten sich hierbei über drei Größenordnungen. Ergo erhalten weniger der z. T. gewählte Typ der unterstellten Verteilung, sondern generell die Zusammenstellung der Stichproben der physikalischen Eingangsparameter bzw. die entsprechenden Momente zur Konstruktion von deren Verteilungen eine außerordentliche Priorität hinsichtlich der möglichst realistischen radioökologischen Modellierung. Dieser Umstand macht es gerade so wichtig, dass die Zusammensetzung der Stichprobe auch nachvollziehbar und transparent dargestellt wird.

Für die Expositionsmodellierung im Niedrigdosenbereich, wie z. B. im Rahmen von Genehmigungsverfahren zu kerntechnischen Anlagen im Betrieb, sind deterministische und konservative Ansätze bereits zielführend (BARTHEL & THIERFELDT 2012). Dies steht der möglichst realistischen Bestimmung einer potentiellen effektiven Dosis oder eines Risikos einer repräsentativen Person und deren Nutzung als Sicherheitsindikation im Rahmen der Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern für radioaktive Reststoffe jedoch prinzipiell entgegen, insbesondere, wenn diese - wie in den Sicherheitsanforderungen des BMU (2010) gefordert - auf eine Optimierung gerichtet sind. Eine Optimierung könnte dahingehend durch die Bestimmung von Dosiskonversionsfaktoren aus einem Biosphären- bzw. Expositionsmodell mittels probabilistischer Ansätze erfolgen (BMU 2010, BARTHEL & THIERFELDT 2012). Jedoch werden gegenwärtig bei der Mehrheit von Langzeitsicherheits-, Konsequenz- bzw. Biosphärenanalysen (z. B. PRÖHL & GERING 2002, ANDRA 2005, BRENNWALD & VAN DORP 2009, QUINTESSA 2011, LARUE ET AL. 2013, POSIVA 2013, STAUDT ET AL. 2013a) ausschließlich deterministische Berechnungen mittels Punktschätzern verfolgt. Bisher vorhandene eindimensionale probabilistische Ansätze zur überwiegenden Behandlung aleatorischer Unsicherheiten in den Eingangsgrößen der Modellierung beschränken sich ggf. auf ergänzende Untersuchungen zu einigen wenigen Nukliden und die Verifikation der deterministischen Ergebnisse durch die Verwendung von mittels Punktschätzern konstruierten parametrischen (meist Log-Normal-) Verteilungen für eine Auswahl an Parametern (siehe z. B. EPRI 2009, AVILA ET AL. 2010 sowie WALKE ET AL. 2011). Zweidimensionale probabilistische Ansätze zur getrennten Behandlung aleatorischer und epistemischer Unsicherheiten in den physikalischen Eingangsgrößen sind im Rahmen von Konsequenz- bzw. Biosphärenanalysen bisher noch nicht angewendet worden. Der Fokus der vorliegenden Arbeit zielte daher auf die probabilistischen Aspekte der Expositionsmodellierung, dabei insbesondere auf den Einfluss verschiedener Typen an Verteilungen (parametrisch und empirisch) sowie auf die Nutzung von Punkt- und Intervallschätzern für die physikalischen Eingangsparameter. Weiterhin wurde der Einfluss von Interaktionen und z. T. von Abhängigkeiten zwischen ebendiesen Parametern mittels der Sensitivitätsanalyse quantifiziert.

Dahingehend war weniger der Einfluss der verwendeten parametrischen Verteilungen zur Repräsentation der Variabilität physikalischer Eingangsgrößen des Modells, ferner der Einfluss von deren Interaktionen (und z. T. von Abhängigkeiten bzw. Korrelationen), im vorliegenden Beispiel hinsichtlich des Ergebnisses der eindimensionalen Monte-Carlo-Simulationen von Relevanz. Ein Vergleich zwischen der Verwendung der Original-Stichprobe bzw. der empirischen (heuristischen) Verteilung und der Nutzung einer approximierten Lognormal-Verteilung für die wesentlichen

---

Eingabeparameter führte jedoch zu z. T. großen Unterschieden in den Ergebnis-Verteilungen. Um einen möglichst robusten Sicherheitsnachweis zu erhalten, sollten demnach beide Ansätze - die Verwendung der empirischen Verteilungen und der approximierten Verteilung - für die Eingangsparameter verfolgt werden. Dies stellt natürlich erhöhte Anforderungen an die entsprechende (gegenwärtig im Informationsgehalt noch sehr eingeschränkte) Literatur. Mittels zweidimensionaler Monte-Carlo-Simulation konnten zudem die Zusammensetzung der Stichproben bzw. das Zustandekommen der zur Konstruktion von parametrischen Verteilungen zu verwendenden Momente als die wesentlicheren Faktoren zur Beeinflussung der Ergebnisgröße identifiziert werden. Demnach übersteigt der kombinierte Einfluss aus Ungewissheit (hier die Zusammensetzung der Stichprobe bzw. der Lage von deren statistischen Momenten) und aus Variabilität (hier dem Typus der gewählten empirischen oder parametrischen Verteilung) den alleinigen Einfluss der Variabilität eines physikalischen Eingangsparameters um ein Vielfaches. Deterministische Methoden dürften weiterhin lediglich zum Vergleich mit probabilistischen Ansätzen dienen. Die vollständigen Auswirkungen der Unsicherheiten in den mittels Expositionsmodellen bestimmten Sicherheitsindikatoren auf die Robustheit der gesamten Sicherheitsanalyse sollten diesbezüglich jedoch noch hinsichtlich Nukliden mit nicht-repräsentativen Stichprobenumfängen der entsprechenden Eingangsparameter untersucht werden.

Die vorliegende Methode zeigt einen, gegenüber bisherigen probabilistischen Ansätzen erweiterten Ergebnisraum einer Langzeit-Expositionsmodellierung unter verschiedenen Ansätzen (ein- und zweidimensionale Monte-Carlo-Simulation, Quantifizierung des Einflusses von Interaktionen) und Randbedingungen (z. B. unterschiedliche Wahl der Stichprobe, unterschiedliche Typen an Eingangsverteilungen sowie Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen). Die Verankerung der hier vorgestellten Methode sowie die zugehörige Bewertung der entsprechenden Unsicherheiten in der Expositionsmodellierung sollten nun in eine Leitlinie zur Untersetzung der Sicherheitsanforderungen implementiert werden<sup>49</sup>. Des Weiteren könnte zukünftig auch der Einfluss von Kovarianzen zwischen verschiedenen Nukliden (z. B. konkurrierende Prozesse bei der Akkumulation über die Wurzel) untersucht werden. Sicherlich bieten auch die im vorliegenden Ansatz verfolgte Konstruktion der Verteilungen für die einzelnen Momente der Verteilungen der radioökologischen Parameter sowie deren Auswirkungen auf die Analyse noch erhebliches Potential zur Diskussion.

---

<sup>49</sup> Vergleiche den Abschlussbericht der KOMMISSION LAGERUNG HOCH RADIOAKTIVER ABFALLSTOFFE (2016) zum Vorgehen bei der Fortschreibung der Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle (BMU 2010). Hierbei „sollten Leitlinien, die die Sicherheitsanforderungen untersetzen, zeitnah angegangen werden für folgende Themen: [...] Biosphärenmodellierung“.



---

Letztendlich sollte ebenfalls die weitere Verwendung von auf mathematischer Expositionsmodellierung basierenden Sicherheitsindikatoren innerhalb der Langzeitsicherheitsanalyse von Endlagern schon aufgrund der enormen Ungewissheit und Variabilität in den entsprechenden Eingangsgrößen für die Beschreibung der Umweltmigration, wie den Boden-Pflanze-Transferfaktoren, bei gleichzeitiger hoher Sensitivität dieser Parameter überdacht werden<sup>50</sup>. Auf die notwendige Erfassung von Extremwerten bei der Akquise entsprechender Stichproben sei in diesem Zusammenhang hingewiesen. Auch bei einer Probenahme am entsprechenden Standort des Endlagers blieben dahingehend die erhebliche Unsicherheiten dieses radioökologischen Parameters bestehen, da, neben dem meist per se schon heterogenen Randbedingungen (z. B. der Textur, des pH, des Redox-Potentials des Bodens etc.), eine komplette Änderung der Bedingungen und damit des epistemisch unsicheren Anteils (z. B. über die Art der ausgebrachten Feldfrüchte, auch wenn auf sandigen Bodentexturen beispielsweise kein Anbau von Weizen erfolgen würde) in relativ kurzen Zeiträumen von ca. zehntausend Jahren sehr wahrscheinlich ist. Alternative Möglichkeiten zur Quantifizierung von Gefahrenpotentialen unter weitgehender Vernachlässigung von ungewissen Eingangsgrößen würden hier Geosphäre-bezogene Indikatoren bieten. Die Implementierung und Akzeptanz solcher alternativer Bewertungskriterien im Rahmen einer Langzeitsicherheitsanalyse wird jedoch im Kontext der gegenwärtigen Verwendung der effektiven Dosis als den „klassischen“ Sicherheitsindikator durch jedwede internationale Organisation (z. B. ANDRA 2005, BRENNWALD & VAN DORP 2009, QUINTESSA ET AL. 2011, SKB 2011, WALKE ET AL. 2011, POSIVA 2012, 2013) bzw. der entsprechenden Verankerung in den (inter)nationalen Regularien (z. B. BMU 2010, IAEA 2011, ICRP2013) eine besondere Herausforderung für die Zukunft bedeuten.

---

<sup>50</sup> Dies würde ebenfalls den gegenwärtig im Rahmen der deutschen Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle (BMU 2010) möglichen vereinfachten Nachweis, z. B. mittels des in der Vorläufigen Sicherheitsanalyse Gorleben eingeführten „Radiologischen Geringfügigkeits-Index betreffen“ (siehe LARUE ET AL. 2013), zu dessen Quantifizierung letztendlich auch entsprechende Dosiskonversionsfaktoren bzw. ein Expositionsmodell benötigt werden. Die KOMMISSION LAGERUNG HOCH RADIOAKTIVER ABFALLSTOFFE (2016) schlägt in diesem Zusammenhang jedoch ohnehin bei „Überarbeitung der Sicherheitsanforderungen [eine] ersatzlose Streichung der Möglichkeit der „vereinfachten radiologischen Langzeitaussage““ vor.

---

## Tabellenverzeichnis

	Seite
Tabelle 1: Landwirtschaftliche Parameter	39
Tabelle 2: Soziale Parameter	41
Tabelle 3: Biosphärenobjekt-spezifische Parameter	42
Tabelle 4: Nuklid-spezifische Parameter	45
Tabelle 5: Parametrische Verteilungen Interzeptionsfaktor (Cäsium und Iod)	46
Tabelle 6: Parametrische Verteilungen Translokationsfaktor (Cäsium und Iod)	47
Tabelle 7: Parametrische Verteilungen Anreicherungsfaktor (Cäsium und Iod)	47
Tabelle 8: Parametrische Verteilungen Boden-Pflanze-Transferfaktor (Cäsium)	51
Tabelle 9: Parametrische Verteilungen Boden-Pflanze-Transferfaktor (Iod)	52
Tabelle 10: Parametrische Verteilungen Bioakkumulationsfaktor (Cäsium und Iod)	52
Tabelle 11: Parametrische Verteilungen Biokonzentrationsfaktor (Cäsium und Iod)	53
Tabelle 12: Parametrische Verteilungen Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizient (Cäsium und Iod)	54
Tabelle 13: Parametrische Verteilungen Sediment-Wasser-Verteilungskoeffizient (Cäsium und Iod)	54
Tabelle 14: SOBOL'-Indizes zweiter Ordnung zur Quantifizierung des Einflusses von Interaktionen ausgewählter Eingangsparameter gegen die Zielgröße im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation von $^{135}\text{Cs}$	72
Tabelle 15: SOBOL'-Indizes zweiter Ordnung zur Quantifizierung des Einflusses von Interaktionen ausgewählter Eingangsparameter gegen die Zielgröße im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation von $^{129}\text{I}$	74
Tabelle 16: Vergleich der Stichprobenkennwerte ausgewählter physikalischer Parameter für die vorliegende Arbeit und aus IAEA (2009, 2010)	80
Tabelle 17: Häufigkeitsverteilungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter	84
Tabelle 18: Interaktionen ausgewählter physikalischer Parameter im Rahmen der Rechenfälle mit parametrischen und empirischen Verteilungen von $^{135}\text{Cs}$	88

---

Tabelle 19:	5- sowie 95-Konfidenzgrenzen der arithmetischen Mittelwerte und Standardabweichungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter	96
Tabelle 20:	90-Konfidenzintervalle der arithmetischen Mittelwerte und Verhältnisse zur Standardabweichung der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter	98
Tabelle 21:	Verteilungen für die arithmetischen Mittelwerte und Standardabweichungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter	100

---

## Abbildungsverzeichnis

	Seite
Abbildung 1: Anteile der Expositionspfade an der Gesamtdosis von $^{135}\text{Cs}$	58
Abbildung 2: Anteile der Expositionspfade an der Gesamtdosis von $^{129}\text{I}$	58
Abbildung 3: Verteilungen der Ergebnisse der 1-D Monte-Carlo-Simulation von $^{135}\text{Cs}$ mittels Ecolego unter Verwendung parametrischer Verteilungen der Eingabeparameter	59
Abbildung 4: Verteilungen der Ergebnisse der 1-D Monte-Carlo-Simulation von $^{129}\text{I}$ mittels Ecolego unter Verwendung parametrischer Verteilungen der Eingabeparameter sowie unter und ohne Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen	60
Abbildung 5: Korrelationskoeffizienten nach PEARSON für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von $^{135}\text{Cs}$	63
Abbildung 6: Rangkorrelationskoeffizienten nach SPEARMAN für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von $^{135}\text{Cs}$	64
Abbildung 7: Scatter-Plots der abhängigen Parameter und grafische Darstellung der HDMR für die abhängigen Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße zu den Realisierungen der Rechenfälle unter Vernachlässigung und unter Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen von $^{129}\text{I}$	66
Abbildung 8: Korrelationskoeffizienten nach PEARSON für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von $^{129}\text{I}$	68
Abbildung 9: Rangkorrelationskoeffizienten nach SPEARMAN für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von $^{129}\text{I}$	69
Abbildung 10: Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von $^{135}\text{Cs}$	71
Abbildung 11: Scatter-Plots der interagierenden Eingangsparameter und grafische Darstellung der HDMR für die interagierenden Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße der Rechenfälle mit parametrischen Verteilungen von $^{135}\text{Cs}$	73
Abbildung 12: Grafische Darstellung der HDMR für die interagierenden Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße der Rechenfälle mit parametrischen Verteilungen ohne Berücksichtigung von a-priori-Korrelationen von $^{129}\text{I}$	75
Abbildung 13: Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die drei Rechenfälle des Referenz-Szenariums von $^{129}\text{I}$	76

---

Abbildung 14:	Log-Normal-P-P-Plots für die Stichproben der Biokonzentrationsfaktoren für Milch von Cäsium und Iod	82
Abbildung 15:	Log-Normal-P-P-Plots für die Stichproben der Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Getreide (Lehm) und Gras (Sand) von Cäsium	82
Abbildung 16:	Häufigkeitsverteilungen der Stichproben ausgewählter physikalischer Parameter	85
Abbildung 17:	Verteilungen der Zielgröße der 1-D Monte-Carlo-Simulation von $^{135}\text{Cs}$ mittels Ecolego unter Verwendung parametrischer und empirischer Verteilungen für die Eingabeparameter	86
Abbildung 18:	Grafische Darstellung der HDMR für die interagierenden Parameter (jeweils transformiert) gegen die Zielgröße der Rechenfälle mit parametrischen und empirischen Verteilungen von $^{135}\text{Cs}$	88
Abbildung 19:	Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die Rechenfälle unter parametrischen und empirischen Verteilungen von $^{135}\text{Cs}$	89
Abbildung 20:	Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingabeparameter gegen die Zielgröße für die Rechenfälle unter Verwendung von parametrischen und empirischen Verteilungen von $^{135}\text{C}$	90
Abbildung 21:	Verteilungen der Ergebnisse unter Verwendung von Punkt- und Intervallschätzern parametrischer sowie empirischer Verteilungen der Eingabeparameter im Rahmen der 1-D und 2-D Monte-Carlo-Simulation mittels Ecolego und Crystal Ball von $^{135}\text{Cs}$	101
Abbildung 22:	Verteilungen ausgewählter Ergebnis-Perzentile der 2-D Monte-Carlo-Simulation sowie Verteilung des Ergebnisses des Referenz-Rechenszenariums der 1-D Simulation mittels Crystal Ball von $^{135}\text{Cs}$	103

## **Anhang**



---

## Anhangverzeichnis

		Seite
A 1	Wahl des klimatischen Szenariums	119
A 2	Berechnung des Interzeptionsfaktors	120
A 3	Berechnung der Migrationsrate	122
A 4	Stichprobensätze ausgewählter physikalischer Parameter	123
A 5	Untersuchungen zu Abhängigkeiten zwischen Abwitterungs-Konstante und Biokonzentrationsfaktor	146
A 6	Tabellarische Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse	148
A 7	Tabellarische Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse	154



---

## Anhangverzeichnis Tabellen

	Seite
Tabelle A.1: Stichprobe des Biokonzentrationsfaktors für Milch (Cäsium)	123
Tabelle A.2: Stichprobe des Boden-Pflanze-Transferfaktors für Getreide (Lehm, Cäsium)	128
Tabelle A.3: Stichprobe des Boden-Pflanze-Transferfaktors für Gras (Sand, Cäsium)	134
Tabelle A.4: Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die Eingangparameter des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für $^{135}\text{Cs}$	148
Tabelle A.5: Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die Eingangparameter des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für $^{129}\text{I}$	150
Tabelle A.6: Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingangparameter des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für $^{135}\text{Cs}$ und $^{129}\text{I}$	152
Tabelle A.7: Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für $^{135}\text{Cs}$ und $^{129}\text{I}$	155

---

## Anhangverzeichnis Abbildungen

	Seite
Abbildung A.1: Gemeinsame Verteilungen der Abwitterungs-Konstante und des Biokonzentrationsfaktors für Milch (Cäsium und Iod)	147



---

## A 1      Wahl des klimatischen Szenariums

Signifikante Änderungen des Klimas werden im Rahmen von Langzeitsicherheitsanalysen von Endlager für radioaktive Reststoffe mehrheitlich ab einen Zeitraum von zehntausend Jahren nach Verschluss erwartet. Generische und standortspezifische Analysen zu den Auswirkungen klimatischer Änderungen bzw. deren Transitionen bezüglich des Ausmaßes der Exposition der repräsentativen Person legen jedoch einen relativ geringen Einfluss nahe - Abweichungen zwischen verschiedenen klimatischen Zuständen variieren mehrheitlich maximal um eine Größenordnung (z. B. BECKER 2003, NOSECK ET AL. 2009, SEMIOSHKINA ET AL. 2012, STAUDT ET AL. 2013a). Es existiert ferner kein spezielles Nuklid-unabhängiges bzw. zu genereller Maximierung der Exposition führendes klimatisches Stadium (KIRCHNER 2009). Gemäß BECKER (2003) sowie EPRI (2009) bilden möglicherweise warmtrockene Klimata aufgrund des erhöhten Eintrags und Konsums von Wasser sowie einer gesteigerten Staubentwicklung die wesentlichen zu berücksichtigenden konservativen Szenarien bzw. die konservative Referenzbiosphäre. Bestätigungen erfolgten z. B. durch einen diesbezüglichen weiteren Ansatz seitens STAUDT ET AL. (2013a). Bei Untersuchungen zu den Auswirkungen unterschiedlicher klimatischer Zustände innerhalb des Projekts BIOMOSA (PRÖHL ET AL. 2004, 2005, OLYSLAEGERS ET AL. 2005) bildete das Klima einen wesentlichen, jedoch bezüglich der Variation der Endresultate relativ geringen Einfluss auf die Parameter zu den Ernährungsgewohnheiten, zu den Bewässerungsraten sowie zur Staubentwicklung. Nach den Untersuchungen von SEMIOSHKINA ET AL. (2012) *„[deuten] speziell die Bandbreite der berechneten BDCFs [...] darauf hin, dass der Einfluss der Unsicherheiten in den Parametern vergleichbar oder für manche Radionuklide sogar höher ist, als der Einfluss verschiedener zukünftiger Klimazustände, der für [...] neun Klimastationen ermittelt wurde“*. In diesem Zusammenhang sind jedoch weitere Forschungs- und Entwicklungsarbeiten, insbesondere zur Ableitung von Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen der radioökologischen Parameter sowie zur Behandlung von zwischen den Parametern auftretenden Korrelationen notwendig (SEMIOSHKINA ET AL. 2012). Der Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit liegt somit auf der Analyse des Einflusses unterschiedlicher probabilistischer radioökologischer Parametrisierung hinsichtlich der Exposition repräsentativer Person und somit speziell auf einem stochastischen Charakter. Konsequenterweise erfolgt damit die Wahl eines einzelnen Szenarios des gegenwärtig innerhalb der Referenzregion herrschenden gemäßigten Klimas. Ein weiterer Anlass zur Betrachtung gemäßigter klimatischer Verhältnisse ergibt sich aus der fundierten Nuklid- und Element-spezifischen Datenbasis der zu nutzenden radioökologischen, physikalischen Parameter bzw. jenem Mangel an Information zu abweichenden klimatischen Bedingungen. Betrachtungen zur Variation der Höhe der Exposition durch klimatische Einflüsse sind somit im Kontext der vorliegenden Arbeit nicht von Relevanz.

---

## A 2            Berechnung des Interzeptionsfaktors

Die Interzeption trocken- und feucht deponierter Radionuklide durch die Vegetation bildet einen Schlüsselprozess in radioökologischen Modellen zur Bestimmung von Dosen einer Population durch Ingestion bzw. durch resultierende Kontamination der Umwelt sowie pflanzlicher Lebensmittel innerhalb der Nahrungskette (ANSPAUGH ET AL. 2002, PRÖHL 2009). Die Aufnahme von Radionukliden in die Pflanze erfolgt, neben dem atmosphärischen Fallout von Partikeln oder gasförmigen Radionukliden bzw. deren anschließender Auswaschung und (feuchten) Deposition durch Regen, Hagel und Schnee, im Rahmen der Betrachtungen innerhalb der Langzeitsicherheitsanalyse durch die Bewässerung der Pflanzen mittels kontaminiertem Wasser über das Blattwerk.

Der Anteil von über das Blattwerk zurückgehaltenen Radionukliden steigt dabei mit zunehmender Entwicklung der Pflanze bzw. mit zunehmender Belaubung und somit bei Vergrößerung der Oberfläche zwischen fallendem Wasser und aktiver Pflanzenoberfläche. Ein prinzipieller Ansatz hinsichtlich der Repräsentation der Entwicklung einer Pflanze bildet dabei die Fläche des Blattwerkes in Bezug zur Fläche des Bodens als Blattflächenindex (Leaf Area Index, LAI). Die Interzeption feucht deponierter Radionuklide wird neben der Wasserspeicherkapazität des Blattwerkes des Weiteren beeinflusst durch die Interaktion bzw. Retention des gelösten Radionuklids, insbesondere dessen chemischer Spezies, mit der Oberfläche des Blattes. Unterschiede in der Interzeption verschiedener Radionuklide resultieren in diesem Zusammenhang aus deren verschiedenen Valenzen. Negativ geladene Pflanzenoberflächen besitzen dabei Eigenschaften eines Kationentauschers (ERTEL ET AL. 1992). Eine Initialretention von Anionen ist demnach gegenüber polyvalenten Kationen, welche sehr effizient durch Pflanzenoberfläche aufgenommen werden, gemindert. Letztendlich fällt der Anteil zurückgehaltener Fraktion an Aktivität wiederum bei steigender Intensität der Bewässerung bzw. Beregnung aufgrund der limitierten Wasseraufnahmekapazität der Pflanzenkrone. Der Interzeptionsfaktor wäre in diesem Zusammenhang der zugeführten Menge an Wasser während der Beregnung invers proportional. Die wesentlichen Faktoren zur Schätzung des Interzeptionsfaktors sind somit: der LAI als Repräsentation der Schnittstelle zwischen Atmosphäre und Vegetation, die Wasserspeicherkapazität der Vegetation selbst, die Element-spezifische Charakterisierung des Radionuklids sowie die Menge an zugeführtem Wasser während eines Beregnungs- bzw. Bewässerungsereignisses.

Die vereinfachte Quantifizierung der akkumulierten Fraktion an Radionukliden bei feuchter Deposition erfolgt dahingehend anhand des empirischen nuklid- und pflanzen-spezifischen Interzeptionsfaktors  $f_{int}$  [-] gemäß MÜLLER & PRÖHL (1993), HOFFMAN ET AL. (1995) sowie PRÖHL & HOFFMAN (1996) mittels folgender Formel:

---


$$f_{int} = \frac{LAI \cdot f_{ret} \cdot S_c}{R} \left[ 1 - e^{-\frac{\ln(2)}{3 \cdot f_{ret} \cdot S_c} \cdot R} \right] \quad (31)$$

wobei  $LAI$  der pflanzenspezifische Blattflächenindex zum Zeitpunkt der Applikation [ $\text{m}^2$  Laubfläche/ $\text{m}^2$  Bodenfläche];  $S_c$  die Wasserspeicherkapazität des Blattwerkes der Pflanze [mm];  $f_{ret}$  der element- und pflanzenspezifische Retentionsfaktor [-] sowie  $R$  die Menge an Beregnungswasser [mm] sind.

Messwerte der Wasserspeicherkapazität für Gras, Mais und Getreide zeigen Bandbreiten von 0,1 bis 0,3 mm bzw. einem Mittel von 0,2 mm (PRÖHL 2009). Für Kartoffeln wird eine mittlere Speicherkapazität von 0,3 mm als adäquat betrachtet (MÜLLER & PRÖHL 1993). Werte des LAI bedienen sich durchschnittlichen Verhältnissen während der Bewässerungsperiode und betragen im Mittel 4,0  $\text{m}^2$  Laubfläche/ $\text{m}^2$  Bodenfläche für Kartoffeln und 5,0  $\text{m}^2$  Laubfläche/ $\text{m}^2$  Bodenfläche für alle sonstigen Pflanzen (MÜLLER & PRÖHL 1993, SEMIOSHKINA ET AL. 2012). Für anionische Spezies werden gemäß PRÖHL (1990) Retentionsfaktoren von jeweils 0,5 angenommen. Für kationische Spezies mit mehr als einer Valenz wird ein Wert von 2,0 unterstellt (HOFFMAN ET AL. 1995). Studien seitens PRÖHL (1990) bzw. PRÖHL & HOFFMAN (1996) empfehlen einen Retentionsfaktor einen Wert von 0,5 für in anionischer Form vorliegende Spezies (z. B. Iod) sowie einen Wert von 1,0 für monovalente Kationen wie Cäsium. Die Menge an Beregnungswasser zur Berechnung des Interzeptionsfaktors innerhalb des vorliegenden Ansatzes beträgt in Anlehnung an SEMIOSHKINA ET AL. (2012) 20 mm.

---

### A 3                    Berechnung der Migrationsrate

Die Bestimmung der Migrationskonstanten  $\lambda_m$  [1/a] erfolgt spezifisch nach Bodenart (z. B. Sand oder Lehm) unter Nutzung des jeweiligen entsprechenden Nuklid-spezifischen Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten  $K_d$  [l/kg TM] gemäß der empirischen Formel von BAES & SHARP (1983):

$$\lambda_m = \frac{\frac{V_{inf}}{\theta_s}}{d_s \left( 1 + \frac{\rho_s K_d}{\theta_s} \right)} \quad (32)$$

wobei  $V_{inf}$  die Infiltrationsrate von Wasser in den Boden [m/a],  $\theta_s$  der volumetrische Wassergehalt des Bodens [l/m<sup>3</sup>],  $\rho_s$  die Rohdichte des Bodens [kg TM/m<sup>3</sup>] und  $d_s$  dessen vertikale Mächtigkeit [m] sind.

Es besteht hierbei somit ein logarithmischer Zusammenhang zwischen dem Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten und der Migrationsrate. Unter Vernachlässigung des Oberflächenabflusses und der mittleren jährlichen Wasser-speicherkapazität des Bodens ergibt sich die Infiltrationsrate wiederum anhand:

$$V_{inf} = V_{pre} + V_{irr} - V_{eva} \quad (33)$$

wobei  $V_{pre}$  das flächenbezogene jährliche Niederschlagsvolumina,  $V_{irr}$  das flächenbezogene jährliche Bewässerungsvolumina und  $V_{eva}$  das flächenbezogene jährliche Verlustvolumina durch Evapotranspiration [jeweils m<sup>3</sup>/m<sup>2</sup> a].

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird ein generisches Niederschlagsvolumen von 513 mm (siehe STAUDT ET AL. 2013b) angesetzt. Der Verlust durch Evapotranspiration wird mangels Daten vernachlässigt. Dies stellt aufgrund des methodischen Ansatzes der vorliegenden Arbeit jedoch eine unwesentliche Randbedingung dar. Der volumetrische Wassergehalt, die Rohdichte sowie die vertikale Mächtigkeit des Bodens werden als deterministische Boden-spezifische Parameter innerhalb der Kalkulation verwendet und bleiben daher entsprechend der jeweiligen Bodenart konstant. Variiert werden ausschließlich die Bodenart- und Nuklid-spezifischen Fest-Flüssig-Verteilungskoeffizienten aus IAEA (2009, 2010).

## A 4 Stichprobensätze ausgewählter physikalischer Parameter

Die nachfolgenden Tabellen A.1 bis A.3 beinhalten die jeweiligen einzelnen Stichprobenwerte ohne Angabe des Fehlers für den Biokonzentrationsfaktor für Milch sowie für die Boden-Pflanze-Transferfaktoren für Gras und Getreide, jeweils für Cäsium. Auf die verwendeten Referenzen wird getrennt vom Literaturverzeichnis direkt im Anschluss verwiesen. Auf die Angabe einzelner Primärliteratur zu Datenbanken wird dabei verzichtet, diese kann in der jeweiligen Sekundärliteratur eingesehen werden. Die nachfolgenden Tabellen bzw. Rohdaten sind ebenfalls in elektronischer Form als Excel-Dateien in der beiliegenden Anlage enthalten.

**Tabelle A.1:** Stichprobe des Biokonzentrationsfaktors für Milch (Cäsium)

Lfd. Nr.	Datenbasis	Wert [d/l]	Bemerkungen	Quellen
1	IAEA (2009, 2010)	6,00E-04	-	?
2		6,80E-02	-	?
3	FESENKO ET AL. (2007)	1,10E-02	-	ILYIN & MOSKALEV (1957)
4		9,10E-03	-	MOISEEV ET AL. (1967)
5		1,00E-02	-	MOISEEV ET AL. (1967)
6		9,60E-03	-	BULDAKOV & MOSKALEV (1968)
7		7,80E-03	-	SIROTKIN ET AL. (1970)
8		8,40E-03	-	SIROTKIN ET AL. (1978)
9		1,20E-02	-	KORNEYEV & SIROTKIN (1982)
10		6,00E-03	-	MIKHAILOV ET AL. (1984A,B)
11		1,30E-02	-	KORNEYEV ET AL. (1989)
12		1,90E-02	-	KUDRYAVTSEV & SIROTKIN (1991)
13		9,70E-03	-	KUDRYAVTSEV & SIROTKIN (1991)
14		9,50E-03	-	SOBOLEV ET AL. (1992)



Lfd. Nr.	Datenbasis	Wert [d/l]	Bemerkungen	Quellen
15	FESENKO ET AL. (2007)	7,50E-03	-	VASILJEV ET AL. (1995)
16		6,50E-03	-	ISSAMOV ET AL. (1998)
17		8,40E-03	-	ISSAMOV ET AL. (1998)
18		5,20E-03	-	ISSAMOV ET AL. (1998)
19		1,20E-02	-	SOKOLOVA ET AL. (1999)
20		8,00E-03	-	SIROTKIN ET AL. (1999)
21		5,20E-03	-	KALMYKOV & MIKHAILOV (2001)
22		1,90E-02	-	PSHIKHODSKY ET AL. (2001)
23		8,70E-03	-	AVERIN ET AL. (2002)
24	WARD & JOHNSON (1989)	6,70E-03	-	JOHANSSON & KARLEN (1989)
25		1,90E-03	-	JOHANSSON & KARLEN (1989)
26		1,50E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	WILKINS & BRADLEY (1989)
27		3,00E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	WILKINS & BRADLEY (1989)
28		2,70E-03	-	VAN WEERS & VOORS (1989)
29		1,70E-03	-	VREMAN & VAN DEN HOEK (1989)
30		6,00E-03	-	VREMAN & VAN DEN HOEK (1989)
31		2,50E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	MURRAY ET AL. (1989)
32		3,30E-03	-	VOIGT ET AL. (1989)
33	COUGHTREY (1990)	1,00E-02	-	BUSTAD ET AL. (1964)
34		1,30E-02	-	CRAGLE (1961)
35		2,50E-02	-	HAZZARD ET AL. (1969)
36		1,14E-02	arithmetisches Mittel aus Grenzen	JOHNSON ET AL. (1968)
37		7,20E-03	-	SAMSON (1966)
38		3,65E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	LACOURLY ET AL. (1971)

Lfd. Nr.	Datenbasis	Wert [d/l]	Bemerkungen	Quellen
39	COUGHTREY (1990)	7,10E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	LACOURLY ET AL. (1971)
40		1,40E-02	-	LENGEMANN & COMAR (1961), LENGEMANN ET AL. (1968)
41		1,47E-02	-	LENGEMANN & WENTWORTH (1978)
42		8,40E-03	-	SAMSON (1966)
43		6,60E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	VAN DEN HOEK (1980)
44		3,80E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	VAN DEN HOEK & KIRCHMANN (1968), VAN DEN HOEK ET AL. (1969)
45		6,00E-03	-	VANKERKOM ET AL. (1988)
46		1,10E-02	-	DABURON ET AL. (1987)
47		2,80E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	HANDL & PFAU (1986), HEESCHEN (1987)
48		3,40E-03	-	HANDL & PFAU (1988)
49		4,70E-03	-	HANDL & PFAU (1988)
50		3,90E-03	-	HANDL & PFAU (1988)
51		1,90E-03	-	JOHANSEN (1988)
52		6,70E-03	-	JOHANSEN (1988)
53		6,50E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	VANKERKOM ET AL. (1988)
54		2,15E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	KESZTHELYI ET AL. (1989)
55		1,66E-02	arithmetisches Mittel aus Grenzen	KESZTHELYI ET AL. (1989)
56		4,00E-03	-	HANOUT ET AL. (1972)
57		4,60E-03	-	HAWTHRONE ET AL. (1967)
58		2,97E-02	arithmetisches Mittel aus Grenzen	HEINE & WIECHEN (1979)
59		1,21E-02	-	JOHNSON ET AL. (1968)
60		4,80E-03	-	JOHNSON ET AL. (1968)
61		4,90E-03	-	PELLETIER & VOILLEQUE (1971)
62		3,60E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	SUMERLING ET AL. (1984A,B), SUMERLING (1983)

Lfd. Nr.	Datenbasis	Wert [d/l]	Bemerkungen	Quellen
63	COUGHTREY (1990)	7,30E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	SUMERLING ET AL. (1984A,B), SUMERLING (1983)
64		6,40E-03	-	SUMERLING ET AL. (1984A,B), SUMERLING (1983)
65		8,63E-02	arithmetisches Mittel aus Grenzen	WARD & JOHNSON (1965)
66		4,10E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	WARD & JOHNSON (1966)
67		5,00E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	WARD & JOHNSON (1966)
68		8,00E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	WARD & JOHNSON (1966)
69		3,50E-03	-	WARD ET AL. (1967)
70		2,50E-03	-	WARD ET AL. (1967)
71		2,50E-03	-	WILSON ET AL. (1969)
72		1,00E-02	-	WILSON ET AL. (1969)
73		7,00E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	CEN/SCK (1988)
74		2,23E-02	-	CIGNA (1987)
75		4,00E-03	-	MONTE (1988)
76		6,00E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	VETTER ET AL. (1987), HEESCHEN (1987)
77		2,80E-03	arithmetisches Mittel aus Grenzen	HEESCHEN (1987)
78		8,00E-03	-	KANYAR ET AL. (1988)
79		8,00E-03	-	SANTSCHI ET AL. (1986)
80	WARD ET AL. (1965)	5,20E-03	-	-
81		4,30E-03	-	-
82		4,00E-03	-	-
83		4,10E-03	-	-
84		3,20E-03	-	-
85		2,70E-03	-	-
86		4,70E-03	-	-

Lfd. Nr.	Datenbasis	Wert [d/l]	Bemerkungen	Quellen
87	WARD ET AL. (1965)	2,40E-03	-	-
88		4,70E-03	-	-
89		2,80E-03	-	-
90		4,10E-03	-	-
91		3,70E-03	-	-
92		4,20E-03	-	-
93		3,10E-03	-	-
94		4,10E-03	-	-
95		3,80E-03	-	-
96		4,10E-03	-	-
97		3,30E-03	-	-
98		3,60E-03	-	-
99		3,70E-03	-	-
100	USNRC 1977	1,20E-02	-	GARNER (1972)
101	YU ET AL. (2001)	8,00E-03	-	WANG ET AL. (1993)
102	VOIGT ET AL. (1988)	2,20E-03	-	-
103	HAAS ET AL. (1995)	3,00E-03	-	-

**Tabelle A.2:** Stichprobe des Boden-Pflanze-Transferfaktors für Getreide (Lehm, Cäsium)

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
0	IAEA (2009, 2010)	Lehm	?	?	8,00E-04	doppelt, daher vernachlässigt	?
1		Lehm	?	?	2,00E-01	(kein Topf-Experiment)	?
2	IAEA (2006)	Lehm	Ardidsol, Yermosol	F	1,90E-03	-	AL-OU DAT & AL-ASFARY (2003)
3		Lehm	dystic Fluvisol	F	1,30E-01	-	SCHULLER ET AL. (2003)
4		Lehm	dystic Fluvisol	F	3,00E-02	-	SCHULLER ET AL. (2003)
5		Lehm	umbric Andosol	F	3,00E-02	-	SCHULLER ET AL. (2003)
6		Lehm	umbric Andosol	F	2,00E-02	-	SCHULLER ET AL. (2003)
7		Lehm	Cambisol	F	1,10E-03	-	DJINGOVA ET AL. (2003)
8		Lehm	Cambisol	F	3,00E-03	-	DJINGOVA ET AL. (2003)
9		sandiger Lehm	Leptosol	F	1,50E-03	-	TOPCUOĞLU ET AL. (2003)
10		sandiger Lehm	Leptosol	F	1,30E-03	-	TOPCUOĞLU ET AL. (2003)
11		Lehm	Nitisol	O	6,90E-02	-	WASSERMAN ET AL. (2003)
12		Lehm	Nitisol	O	9,30E-02	-	WASSERMAN ET AL. (2003)
13		Lehm	Luvisol	F	3,00E-02	-	SANZHAROVA ET AL. (2003)
14		Lehm	Chernozem	F	1,50E-02	-	SANZHAROVA ET AL. (2003)
15	NG ET AL. (1984)	sandiger Lehm	Parabraunerde	L	2,64E-03	aus FM berechnet	STEFFENS ET AL. (1980a)
16		sandiger Lehm	?	F	8,79E-03	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)
17		sandiger Lehm	?	F	7,12E-03	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)
18		Lehm	?	F	2,80E-02	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)
19		Lehm	?	F	2,28E-02	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)
20		Schluffiger Ton	?	F	1,27E-02	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)
21		Schluffiger Ton	?	F	9,57E-03	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)
22		Schluffiger Ton	?	F	1,43E-02	-	FREDRIKSON ET AL. (1969b)

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
23	NG ET AL. (1984)	sandiger Lehm	?	F	2,74E-02	-	SARTOR ET AL. (1968)
24		sandiger Ton	?	F	9,02E-03	-	SARTOR ET AL. (1968)
25		Lehm	?	F	6,20E-03	-	SARTOR ET AL. (1968)
26		sandiger Lehm	?	F	2,73E-02	-	FREDRIKSON ET AL. (1966a)
27		sandiger Lehm	?	F	6,17E-02	-	SARTOR ET AL. (1966)
28		Lehm	?	F	6,77E-04	-	SARTOR ET AL. (1966)
29		sandiger Ton	?	F	1,21E-03	-	SARTOR ET AL. (1966)
30		sandiger Lehm	?	F	1,16E-02	-	SARTOR ET AL. (1966)
31		Lehm	?	F	1,44E-03	-	SARTOR ET AL. (1966)
32		sandiger Ton	?	F	5,84E-03	-	SARTOR ET AL. (1966)
33		sandiger Lehm	Podsol	L	1,13E-04	aus FM berechnet	STEFFENS ET AL. (1980b)
34	IUR (1989)	Lehm	distric Cambisol	F	2,90E-02	-	MACNEILL 1
35		Lehm	ortic Luvisol	F	1,20E-02	-	MACNEILL 1
36		Lehm	ortic Luvisol	F	8,00E-03	-	MACNEILL 1
37		Lehm	ortic Luvisol	F	1,00E-02	-	MACNEILL 1
38		Lehm	distric Cambisol	F	2,00E-02	-	MACNEILL 1
39		Lehm	distric Cambisol	F	3,00E-02	-	MACNEILL 1
40		schluffiger Lehm	?	F	2,83E-01	-	SZABOVA 6
41		schluffiger Lehm	?	F	2,29E-01	-	SZABOVA 6
42		Lehm	?	F	1,14E-01	-	SZABOVA 6
43		sandiger Lehm	?	F	7,70E-02	-	SZABOVA 7
44		Lehm	?	F	3,50E-02	-	SZABOVA 7
45		sandiger Lehm	?	F	7,86E-03	-	BILO 6
46		schluffiger Lehm	?	F	1,25E-02	-	BILO 6
47		schluffiger Lehm	?	F	2,57E-02	-	BILO 6
48		sandiger Lehm	?	F	6,93E-02	-	BILO 6

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
49	IUR (1989)	schluffiger Lehm	?	F	2,64E-02	-	BILO 6
50		sandiger Lehm	?	F	4,80E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
51		Lehm	?	F	1,00E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
52		Lehm	?	F	1,20E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
53		sandiger Lehm	?	F	8,00E-02	-	ERIKSSON ET AL. 4
54		Lehm	?	F	6,00E-02	-	ERIKSSON ET AL. 4
55		sandiger Lehm	?	F	1,20E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
56		sandiger Lehm	?	F	1,40E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
57		Lehm	?	F	8,00E-02	-	ERIKSSON ET AL. 4
58		Lehm	?	F	1,20E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
59		sandiger Lehm	?	F	8,00E-02	-	ERIKSSON ET AL. 4
60		sandiger Lehm	?	F	6,00E-02	-	ERIKSSON ET AL. 4
61		sandiger Lehm	?	F	1,20E-01	-	ERIKSSON ET AL. 4
62		sandiger Lehm	?	F	4,40E-02	-	ERIKSSON ET AL. 4
63		Ton Lehm	Gleysol	F	2,40E-01	-	CAWSE 1
64		sandiger Lehm	Cambisol	F	8,70E-02	-	CAWSE 2
65		sandiger Lehm	Cambisol	F	5,90E-02	-	CAWSE 2
66		sandiger Lehm	?	F	1,32E-02	-	HAAK 1
67		sandiger Lehm	?	F	2,17E-02	-	HAAK 1
68		Lehm	?	F	5,00E-03	-	HAAK 1
69		Lehm	?	F	2,09E-02	-	HAAK 1
70		sandiger Lehm	?	F	1,18E-02	-	HAAK 1
71		sandiger Lehm	?	F	2,14E-02	-	HAAK 1
72		Lehm	?	F	5,80E-03	-	HAAK 1
73		Lehm	?	F	2,01E-02	-	HAAK 1
74		Lehm	?	F	4,50E-02	-	HEINE & WIECHEN 1

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
75	IUR (1989)	Lehm	?	L	2,00E-03	-	STEFFENS ET AL. 1
76		Lehm	?	L	1,00E-03	-	STEFFENS ET AL. 1
77		Lehm	Luvisol	L	3,30E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
78		Lehm	Luvisol	L	1,60E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
79		Lehm	Luvisol	L	1,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
80		Lehm	Luvisol	L	2,60E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
81		Lehm	Luvisol	L	3,00E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
82		Lehm	Luvisol	L	1,70E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
83		Lehm	Luvisol	L	2,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
84		Lehm	Luvisol	L	1,40E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
85		Lehm	Luvisol	L	2,70E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
86		Lehm	Luvisol	L	4,60E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
87		Lehm	Luvisol	L	8,00E-04	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
88		Lehm	Luvisol	L	8,00E-04	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
89		Lehm	Luvisol	L	2,60E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
90		Lehm	Luvisol	L	2,10E-03	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
91		sandiger Lehm	Cambisol	F	1,40E-01	-	CAWSE 2
92		Lehm	?	F	3,70E-02	-	HEINE & WIECHEN 1
93		Ton Lehm	gleyic Podsol	F	3,30E-02	-	MACNEILL 1
94		Lehm	?	F	6,70E-02	-	HEINE & WIECHEN 1
95		Ton Lehm	dystic Cambisol	F	2,40E-02	-	MACNEILL 1
96		Ton Lehm	ortic Luvisol	F	3,00E-02	-	MACNEILL 1
97		Lehm	Luvisol	F	1,30E-02	-	MACNEILL 1
98		Lehm	Luvisol	F	5,00E-03	-	MACNEILL 1
99		Ton Lehm	gleyic Podsol	F	4,70E-02	-	MACNEILL 1
100		Lehm	dystic Cambisol	F	9,00E-03	-	MACNEILL 1



Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
101	IUR (1989)	Lehm	dystric Cambisol	F	2,40E-02	-	MACNEILL 1
102		Lehm	?	F	1,14E-01	-	SZABOVA 6
103		schluffiger Lehm	?	F	1,80E-01	-	SZABOVA 6
104		schluffiger Lehm	?	F	2,29E-01	-	SZABOVA 6
105		Lehm	?	F	1,67E-01	-	SZABOVA 6
106		Lehm	?	F	1,08E-01	-	SZABOVA 6
107		Lehm	?	F	2,20E-01	-	SZABOVA 6
108		Lehm	?	F	4,00E-02	-	SZABOVA 7
109		Lehm	?	F	7,60E-02	-	SZABOVA 7
110		Lehm	?	F	3,40E-02	-	SZABOVA 7
111		Lehm	?	F	1,09E-01	-	SZABOVA 7
112		Lehm	?	F	2,50E-02	-	SZABOVA 7
113		Lehm	?	F	1,69E-01	-	SZABOVA 7
114		sandiger Lehm	Cambisol	F	1,10E-01	-	CAWSE 3
115		sandiger Lehm	Cambisol	F	3,00E-02	-	CAWSE 3
116		sandiger Lehm	Cambisol	F	1,70E-01	-	CAWSE 3
117		sandiger Lehm	Cambisol	F	1,00E-01	-	CAWSE 3
118		sandiger Lehm	?	L	3,10E-03	-	MASCANZONI 2
119		sandiger Lehm	?	L	1,20E-02	-	MASCANZONI 2
120		sandiger Lehm	?	L	2,40E-03	-	MASCANZONI 2
121		sandiger Lehm	?	L	5,60E-03	-	MASCANZONI 2
122		sandiger Lehm	?	L	8,40E-03	-	MASCANZONI 2
123		sandiger Lehm	?	L	5,20E-03	-	MASCANZONI 2
124		sandiger Lehm	?	L	2,90E-03	-	MASCANZONI 2
125		sandiger Lehm	?	L	5,00E-03	-	MASCANZONI 2
126		sandiger Lehm	?	L	1,70E-02	-	MASCANZONI 2

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
127	IUR (1989)	sandiger Lehm	?	L	1,70E-02	-	MASCANZONI 2
128		sandiger Lehm	?	L	8,60E-03	-	MASCANZONI 2
129		sandiger Lehm	?	L	1,20E-02	-	MASCANZONI 2
130		Lehm	?	L	2,10E-02	-	MASCANZONI 2
131		Lehm	?	L	3,00E-02	-	MASCANZONI 2
132		Lehm	?	L	7,90E-03	-	MASCANZONI 2
133		Lehm	?	L	1,60E-02	-	MASCANZONI 2
134		Ton Lehm	?	L	8,30E-03	-	MASCANZONI 2
135		Ton Lehm	?	L	1,00E-02	-	MASCANZONI 2
136		Ton Lehm	?	L	6,60E-03	-	MASCANZONI 2
137		Ton Lehm	?	L	8,60E-03	-	MASCANZONI 2
138		Lehm	?	F	3,50E-02	-	HEINE & WIECHEN
139		Lehm	?	L	1,00E-03	-	STEFFENS ET AL. 1
140		Lehm	?	L	1,00E-03	-	STEFFENS ET AL. 1
141		schluffiger Ton	Gleysol	L	7,20E-03	-	MITCHELL ET AL. 6
142		schluffiger Lehm	ortic Luvisol	L	2,90E-03	-	MITCHELL ET AL. 6
143		Lehm	Cambisol	L	3,20E-02	-	MITCHELL ET AL. 6
144		sandiger Lehm	Rendzina	L	2,90E-03	-	MITCHELL ET AL. 6
145		Schluffiger Ton	Gleysol	L	1,60E-04	-	MITCHELL ET AL. 6
146		schluffiger Lehm	ortic Luvisol	L	5,20E-04	-	MITCHELL ET AL. 6
147		Lehm	Cambisol	L	6,40E-03	-	MITCHELL ET AL. 6
148		sandiger Lehm	Rendzina	L	4,20E-03	-	MITCHELL ET AL. 6
149		Schluffiger Ton	Gleysol	L	1,00E-03	-	MITCHELL ET AL. 6
150		schluffiger Lehm	ortic Luvisol	L	4,90E-04	-	MITCHELL ET AL. 6
151		Lehm	Cambisol	L	2,20E-03	-	MITCHELL ET AL. 6

F: Freiland-Experiment, O: Andere (kein Topf-Experiment), L: Lysimeter-Experiment

**Tabelle A.3:** Stichprobe des Boden-Pflanze-Transferfaktors für Gras (Sand, Cäsium)

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
1	IAEA (2009, 2010)	Sand	?	?	1,00E-02	(kein Topf-Experiment)	?
2		Sand	?	?	4,80E+00	(kein Topf-Experiment)	?
3	NG ET AL. (1984)	Sand	?	F	2,60E-02	-	HEINE & WIECHEN (1978)
4		Sand	Podsol	L	2,00E-01	-	FÜHR (1979)
5		Sand	Podsol	L	2,90E-01	-	FÜHR (1979)
6	IUR (1989)	Sand	?	F	3,60E-02	-	HEINE & WIECHEN 3
7		Sand	?	F	1,40E-02	-	HEINE & WIECHEN 3
8		Sand	?	F	3,40E-02	-	HEINE & WIECHEN 3
9		Sand	?	F	6,60E-02	-	HEINE & WIECHEN 3
10		lehmiger Sand	dystic Cambisol	F	2,70E-01	-	CAWSE 1
11		lehmiger Sand	Luvisol	F	4,10E-01	-	CAWSE 1
12		lehmiger Sand	Fluvisol	F	1,00E-01	-	CAWSE 1
13		lehmiger Sand	Fluvisol	F	1,10E-01	-	CAWSE 1
14		sandiger Lehm	Cambisol	F	3,80E-02	-	CAWSE 1
15		sandiger Lehm	Cambisol	F	1,00E-01	-	CAWSE 1
16		lehmiger Sand	orthic Podsol	F	2,90E-01	-	CAWSE 1
17		lehmiger Sand	orthic Podsol	F	1,50E-01	-	CAWSE 2
18		lehmiger Sand	?	F	1,30E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
19		lehmiger Sand	?	F	5,00E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
20		lehmiger Sand	?	F	1,70E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
21		lehmiger Sand	?	F	1,70E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
22		lehmiger Sand	?	F	1,50E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
23		lehmiger Sand	?	F	6,70E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
24		lehmiger Sand	?	F	3,20E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
25	IUR (1989)	lehmiger Sand	?	F	3,50E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
26		Sand	humic Gleysol	F	3,00E-01	-	FRISSEL & PENNDERS 2
27		Sand	humic Gleysol	F	3,00E-02	-	FRISSEL & PENNDERS 2
28		Sand	humic Gleysol	F	5,00E-02	-	FRISSEL & PENNDERS 2
29		Sand	humic Gleysol	F	3,00E-02	-	FRISSEL & PENNDERS 2
30		Sand	humic Gleysol	F	6,00E-02	-	FRISSEL & PENNDERS 2
31		Sand	humic Podsol	F	9,00E-02	-	FRISSEL & PENNDERS 2
32		Sand	humic Podsol	F	1,50E-01	-	FRISSEL & PENNDERS 2
33		Sand	?	F	2,20E+00	-	HAAK 1
34		Sand	?	F	6,84E-01	-	HAAK 1
35		Sand	?	F	3,48E-01	-	HAAK 1
36		Sand	?	F	3,12E+00	-	HAAK 1
37		Sand	?	F	1,53E+00	-	HAAK 1
38		Sand	?	F	7,61E-01	-	HAAK 1
39		Sand	?	F	1,39E-01	-	HAAK 1
40		Sand	?	F	7,20E-02	-	HAAK 1
41		Sand	?	F	4,20E-02	-	HEINE & WIECHEN 1
42		Sand	?	F	2,30E-01	-	HEINE & WIECHEN 1
43		Sand	?	F	5,10E+00	-	HARRISON 7
44		Sand	?	F	3,00E-02	-	KÜHN ET AL. 1
45		Sand	?	F	1,40E-01	-	KÜHN ET AL. 1
46		Sand	?	F	3,00E-02	-	KÜHN ET AL. 1
47		Sand	?	F	4,00E-02	-	KÜHN ET AL. 1
48		Sand	?	F	9,00E-02	-	KÜHN ET AL. 1
49		Sand	?	F	7,00E-02	-	KÜHN ET AL. 1
50		Sand	?	F	9,00E-02	-	KÜHN ET AL. 1

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
51	IUR (1989)	Sand	?	F	1,20E-01	-	KÜHN ET AL. 1
52		Sand	?	F	3,10E-01	-	KÜHN ET AL. 1
53		Sand	?	F	1,50E-01	-	KÜHN ET AL. 1
54		Sand	?	F	2,30E-01	-	KÜHN ET AL. 1
55		Sand	?	F	4,10E-01	-	KÜHN ET AL. 1
56		Sand	?	F	4,30E-01	-	KÜHN ET AL. 1
57		Sand	?	F	3,80E-01	-	KÜHN ET AL. 1
58		Sand	?	F	1,90E+00	-	KÜHN ET AL. 1
59		Sand	?	F	9,80E-01	-	KÜHN ET AL. 1
60		Sand	?	F	2,60E-01	-	KÜHN ET AL. 1
61		Sand	?	F	4,30E-01	-	KÜHN ET AL. 1
62		Sand	?	F	3,20E-01	-	KÜHN ET AL. 1
63		Sand	?	F	4,20E-01	-	KÜHN ET AL. 1
64		Sand	?	F	7,70E-01	-	KÜHN ET AL. 1
65		Sand	?	F	7,00E-01	-	KÜHN ET AL. 1
66		Sand	?	F	1,50E+00	-	KÜHN ET AL. 1
67		Sand	?	F	1,10E+00	-	KÜHN ET AL. 1
68		Sand	?	F	1,40E+00	-	KÜHN ET AL. 1
69		Sand	?	F	5,70E+00	-	KÜHN ET AL. 1
70		Sand	?	F	8,60E+00	-	KÜHN ET AL. 1
71		Sand	?	F	5,80E+00	-	KÜHN ET AL. 1
72		Sand	?	F	1,90E+00	-	KÜHN ET AL. 1
73		Sand	humic Podsol	L	2,44E-01	-	LEMBRECHTS & VAN GINKEL 6
74		Sand	humic Podsol	L	1,33E-01	-	LEMBRECHTS & VAN GINKEL 6
75		Sand	humic Podsol	L	1,13E-01	-	LEMBRECHTS & VAN GINKEL 6
76		Sand	humic Podsol	L	4,00E-01	-	LEMBRECHTS & VAN GINKEL 6

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
77	IUR (1989)	Sand	humic Podsol	L	1,02E-01	-	LEMBRECHTS & VAN GINKEL 6
78		Sand	humic Podsol	L	9,10E-02	-	LEMBRECHTS & VAN GINKEL 6
79		Sand	?	L	5,20E-01	-	STEFFENS ET AL. 1
80		Sand	?	L	4,55E-01	-	STEFFENS ET AL. 1
81		Sand	humic Podsol	L	1,50E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 0
82		Sand	humic Podsol	L	6,70E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 0
83		Sand	humic Podsol	L	7,10E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
84		Sand	humic Podsol	L	9,20E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
85		Sand	humic Podsol	L	4,00E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
86		Sand	humic Podsol	L	1,30E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
87		Sand	humic Podsol	L	3,00E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
88		Sand	humic Podsol	L	1,10E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
89		Sand	humic Podsol	L	4,80E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
90		Sand	humic Podsol	L	1,20E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 1
91		Sand	humic Podsol	L	8,70E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
92		Sand	humic Podsol	L	7,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
93		Sand	humic Podsol	L	5,20E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
94		Sand	humic Podsol	L	2,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
95		Sand	humic Podsol	L	6,30E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
96		Sand	humic Podsol	L	6,30E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
97		Sand	humic Podsol	L	4,50E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
98		Sand	humic Podsol	L	3,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 2
99		Sand	humic Podsol	L	7,50E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
100		Sand	humic Podsol	L	4,00E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
101		Sand	humic Podsol	L	8,70E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
102		Sand	humic Podsol	L	1,48E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
103	IUR (1989)	Sand	humic Podsol	L	6,40E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
104		Sand	humic Podsol	L	3,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
105		Sand	humic Podsol	L	6,40E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
106		Sand	humic Podsol	L	2,46E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 3
107		Sand	humic Podsol	L	9,80E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
108		Sand	humic Podsol	L	1,20E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
109		Sand	humic Podsol	L	9,10E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
110		Sand	humic Podsol	L	6,10E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
111		Sand	humic Podsol	L	1,70E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
112		Sand	humic Podsol	L	6,80E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
113		Sand	humic Podsol	L	5,60E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
114		Sand	humic Podsol	L	8,80E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
115		Sand	humic Podsol	L	8,20E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
116		Sand	humic Podsol	L	4,40E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 4
117		Sand	humic Podsol	L	1,30E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 5
118		Sand	humic Podsol	L	6,80E-02	-	STOUTJESDIJK ET AL. 5
119		Sand	humic Podsol	L	2,80E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 5
120		Sand	humic Podsol	L	1,20E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 5
121		Sand	humic Podsol	L	1,80E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 5
122		Sand	humic Podsol	L	5,40E-01	-	STOUTJESDIJK ET AL. 5
123		lehmiger Sand	?	F	2,96E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
124		lehmiger Sand	?	F	4,63E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
125		lehmiger Sand	?	F	4,33E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
126		lehmiger Sand	?	F	4,75E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
127		lehmiger Sand	?	F	9,80E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
128		lehmiger Sand	?	F	1,41E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
129	IUR (1989)	lehmiger Sand	?	F	2,10E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
130		lehmiger Sand	?	F	1,35E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
131		lehmiger Sand	?	F	1,68E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
132		lehmiger Sand	?	F	1,03E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
133		lehmiger Sand	?	F	2,60E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
134		Sand	?	F	5,91E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
135		Sand	?	F	1,18E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
136		Sand	?	F	7,10E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
137		Sand	?	F	2,27E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
138		Sand	?	F	1,42E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
139		Sand	?	F	1,47E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
140		lehmiger Sand	?	F	2,64E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
141		Sand	?	F	9,20E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
142		Sand	?	F	5,90E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
143		Sand	?	F	5,41E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
144		sandiger Lehm	?	F	4,83E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
145		sandiger Lehm	?	F	1,02E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
146		sandiger Lehm	?	F	1,81E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
147		sandiger Lehm	?	F	2,71E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
148		sandiger Lehm	?	F	1,51E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
149		sandiger Lehm	?	F	1,14E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
150		lehmiger Sand	?	F	2,60E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
151		lehmiger Sand	?	F	1,70E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
152		lehmiger Sand	?	F	3,40E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
153		lehmiger Sand	?	F	3,14E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
154		lehmiger Sand	?	F	2,67E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7



Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
155	IUR (1989)	lehmiger Sand	?	F	1,44E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
156		Sand	?	F	5,66E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
157		Sand	?	F	1,51E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
158		Sand	?	F	1,51E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
159		lehmiger Sand	?	F	1,35E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
160		lehmiger Sand	?	F	8,60E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
161		lehmiger Sand	?	F	9,00E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
162		sandiger Lehm	?	F	2,35E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
163		sandiger Lehm	?	F	5,80E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
164		sandiger Lehm	?	F	1,52E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
165		lehmiger Sand	?	F	2,18E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
166		lehmiger Sand	?	F	1,63E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
167		lehmiger Sand	?	F	1,56E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
168		sandiger Lehm	?	F	8,25E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
169		sandiger Lehm	?	F	1,22E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
170		sandiger Lehm	?	F	1,08E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
171		Sand	?	F	9,20E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
172		Sand	?	F	1,71E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
173		Sand	?	F	5,54E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
174		Sand	?	F	1,12E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
175		Sand	?	F	5,79E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
176		Sand	?	F	4,93E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
177		Sand	?	F	2,82E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
178		Sand	?	F	2,11E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
179		Sand	?	F	2,22E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
180		Sand	?	F	6,50E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
181	IUR (1989)	Sand	?	F	4,43E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
182		lehmiger Sand	?	F	1,77E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
183		lehmiger Sand	?	F	2,52E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
184		lehmiger Sand	?	F	4,80E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
185		sandiger Lehm	?	F	5,30E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
186		sandiger Lehm	?	F	2,47E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
187		sandiger Lehm	?	F	1,15E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
188		sandiger Lehm	?	F	1,85E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
189		sandiger Lehm	?	F	4,88E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
190		sandiger Lehm	?	F	8,90E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
191		sandiger Lehm	?	F	1,58E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
192		sandiger Lehm	?	F	1,42E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
193		sandiger Lehm	?	F	1,42E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
194		lehmiger Sand	?	F	2,60E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
195		lehmiger Sand	?	F	3,12E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
196		lehmiger Sand	?	F	8,60E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
197		lehmiger Sand	?	F	2,86E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
198		lehmiger Sand	?	F	1,33E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
199		lehmiger Sand	?	F	6,50E-02	-	ERIKSSON ET AL. 7
200		Sand	?	F	4,42E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
201		Sand	?	F	1,33E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
202		Sand	?	F	3,27E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
203		sandiger Lehm	?	F	3,69E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
204		sandiger Lehm	?	F	1,31E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
205		sandiger Lehm	?	F	2,07E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
206		Sand	?	F	1,41E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
207	IUR (1989)	Sand	?	F	1,12E+00	-	ERIKSSON ET AL. 7
208		Sand	?	F	1,04E-01	-	ERIKSSON ET AL. 7
209		Sand	?	L	4,80E-02	-	MASCANZONI 2
210		Sand	?	L	1,20E-01	-	MASCANZONI 2
211		Sand	?	L	1,60E-01	-	MASCANZONI 2
212		Sand	?	L	2,70E-01	-	MASCANZONI 2
213		Sand	?	L	6,60E-02	-	MASCANZONI 2
214		Sand	?	L	7,90E-02	-	MASCANZONI 2
215		Sand	?	L	1,30E-01	-	MASCANZONI 2
216		Sand	?	L	2,50E-01	-	MASCANZONI 2
217		Sand	?	L	1,20E-02	-	MASCANZONI 2
218		Sand	?	L	5,90E-03	-	MASCANZONI 2
219		Sand	?	L	9,40E-03	-	MASCANZONI 2
220		Sand	?	L	1,40E-02	-	MASCANZONI 2
221		Sand	?	L	3,10E-02	-	MASCANZONI 2
222		Sand	?	L	9,40E-02	-	MASCANZONI 2
223		Sand	?	L	1,10E-01	-	MASCANZONI 2
224		Sand	?	L	2,00E-01	-	MASCANZONI 2
225		Sand	?	L	2,00E-02	-	MASCANZONI 2
226		Sand	?	L	3,30E-02	-	MASCANZONI 2
227		Sand	?	L	6,50E-02	-	MASCANZONI 2
228		Sand	?	L	8,40E-02	-	MASCANZONI 2
229		sandiger Lehm	?	L	1,80E-02	-	MASCANZONI 2
230		sandiger Lehm	?	L	1,20E-02	-	MASCANZONI 2
231		sandiger Lehm	?	L	2,10E-02	-	MASCANZONI 2
232		sandiger Lehm	?	L	4,00E-02	-	MASCANZONI 2

Lfd. Nr.	Datenbasis	Bodenart	Bodentyp	Typ des Experiments	Wert [Bq/kg TM pro Bq/kg TM]	Bemerkungen	Quelle
233	IUR (1989)	sandiger Lehm	?	L	1,30E-02	-	MASCANZONI 2
234		sandiger Lehm	?	L	1,00E-02	-	MASCANZONI 2
235		sandiger Lehm	?	L	2,00E-02	-	MASCANZONI 2
236		sandiger Lehm	?	L	4,00E-02	-	MASCANZONI 2
237		sandiger Lehm	?	L	2,80E-02	-	MASCANZONI 2
238		sandiger Lehm	?	L	2,10E-02	-	MASCANZONI 2
239		sandiger Lehm	?	L	4,80E-02	-	MASCANZONI 2
240		sandiger Lehm	?	F	1,40E-01	-	MASCANZONI 2
241		Sand	?	F	1,30E-01	-	BELLI & SANSONE 6
242		Sand	?	F	1,30E-01	-	BELLI & SANSONE 6
243		lehmiger Sand	?	F	2,40E-01	-	BELLI & SANSONE 6
244		lehmiger Sand	?	F	2,50E-01	-	BELLI & SANSONE 6
245		lehmiger Sand	?	F	1,50E-01	-	BELLI & SANSONE 6
246		lehmiger Sand	?	F	1,50E-01	-	BELLI & SANSONE 6
247		lehmiger Sand	?	F	2,00E-02	-	BELLI & SANSONE 6
248		lehmiger Sand	?	F	3,50E-01	-	BELLI & SANSONE 6
249		lehmiger Sand	?	F	2,00E-02	-	BELLI & SANSONE 6
250		sandiger Lehm	?	F	1,97E-03	-	BILO 6
251		sandiger Lehm	?	F	1,67E-03	-	BILO 6
252		sandiger Lehm	?	F	1,25E-03	-	BILO 6
253		lehmiger Sand	?	F	6,70E-04	-	BILO 6
254		sandiger Lehm	?	F	1,67E-03	-	BILO 6

---

## Verzeichnis zur Sekundärliteratur der Stichproben

- COUGHTREY, P. J. (1990). Radioactivity transfer to animal products. Commission of the European Communities Report EUR 12608 EN
- FESENKO, S., HOWARD, B. J., ISAMOV, N., VOIGT, G., BERESFORD, N. A., SANZHAROVA, N. & BARNETT, C. L. (2007). Review of Russian language studies on radionuclide behavior in agricultural Animals: part 2. Transfer to milk. Journal of Environmental Radioactivity 98, 104-136
- HAAS, G., SCHUPFNER, R. & MÜLLER, A. (1995). Transfer of natural and man made radionuclides from plants to roe deer and farm animals. Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry 194, 269-276
- IUR (1989). IVth Report of the Working Group Soil-to-Plant Transfer Factors. Report of the Working Group Meeting in Guttannen, Grimselpass, Switzerland, May 24-26, 1989. Bilthoven, the Netherlands; RIVM
- IAEA (2006). The classification of soil systems on the basis of transfer factors of radionuclides from soil to reference plants. Proceedings of a final research coordination meeting organized by the Joint FAO/IAEA Programme of Nuclear Techniques in Food and Agriculture held in Chania, Crete; 22-26 September 2003. International Atomic Energy Agency Technical Document 1497
- IAEA (2009). Quantification of Radionuclide Transfer in Terrestrial and Freshwater Environments for Radiological Assessments. Atomic Energy Agency Technical Document 1616
- IAEA (2010). Handbook of Parameter Values for the Prediction of Radionuclide Transfer in Terrestrial and Freshwater Environments. International Atomic Energy Agency Technical Reports Series 472
- NG, Y. C., THOMPSON, S. E. & COLSHER, C. S. (1984). Soil-to-Plant Concentration Factors for Radiological Assessments, Final report. Livermore, United States of America; Livermore National Laboratory, National Technical Information Service Report NUREG/CR-2975 UCID-19463
- USNRC (1977). Calculation of annual doses to man from routine releases of reactor effluents for the purpose of evaluating compliances with 10 CFR, Part 50, Appendix 1. Washington, United States of America; United States Nuclear Regulatory Commission Regulatory Guide

- 
- VOIGT, G., HENRICHS, K., PRÖHL, G. & PARETZKE, H. G. (1988). Measurements of transfer coefficients for  $^{137}\text{Cs}$ ,  $^{60}\text{Co}$ ,  $^{54}\text{Mn}$ ,  $^{22}\text{Na}$ ,  $^{131}\text{I}$  and  $^{95\text{m}}\text{Tc}$  from feed into milk and beef. *Radiation and Environmental Biophysics* 27, 143-152
- WARD, G. M. & JOHNSON, J. E. (1989). Assessment of milk transfer coefficients for use in prediction models of radioactivity transport. *Science of the Total Environment* 85, 287-294
- WARD, G. M., JOHNSON, J. E. & STEWARD H. F. (1965). Cesium-137 passage from precipitation to milk. *Proceedings of the second conference on radioactive fallout from nuclear weapons tests*. Oak, Ridge, United States of America; United States Atomic Energy Commission, Division of Technical Information Symposium Series 5
- YU, C., ZIELEN, A. J., CHENG, J. J., LEPOIRE, D. J., GNANAPRAGASAM, E., KAMBOJ, S. A. J., WALLO III, A., WILLIAMS, W. A. & PETERSON, H. (2001). User's manual for RESRAD version 6. Illinois, United States of America; Argonne National Laboratory Report ANL/EAD-4

---

## A 5                    Untersuchungen zu Abhängigkeiten zwischen Abwitterungs-Konstante und Biokonzentrationsfaktor

Im Rahmen des vorliegenden Ansatzes wurden eventuelle Korrelationen zwischen der Abwitterungs-Konstante  $\lambda_w$  [d<sup>-1</sup>] und dem Biokonzentrationsfaktor für Milch  $f_{bc,Milch}$  [1,0E-03 d l<sup>-1</sup>] für die Elemente Cäsium und Iod anhand von KIRCHNER (1994) akquirierten und optimierten Datensätzen ermittelt (siehe Abbildung A.1). Diese Datensätze umfassen dabei  $n = 38$  Wertepaare (Abwitterungs-halbwertszeit, Biokonzentrationsfaktor für Milch) für Cäsium sowie  $n = 32$  Wertepaare für Iod. Zu den Werten siehe die beiliegende Anlage auf dem Datenträger bzw. die Original-Publikation, für die Randbedingungen siehe ebenfalls die entsprechende Publikation.

Es erfolgt dahingehend zunächst die Umrechnung der Abwitterungshalbwertszeit  $T_{w,halflife}$  [d] in die Abwitterungs-Konstante  $\lambda_w$  [d<sup>-1</sup>]:

$$\lambda_w = \frac{\ln(2)}{T_{w,halflife}} \quad (34).$$

Die anschließende Regressionsanalyse der Daten für Cäsium ergab eine lineare Funktion von:

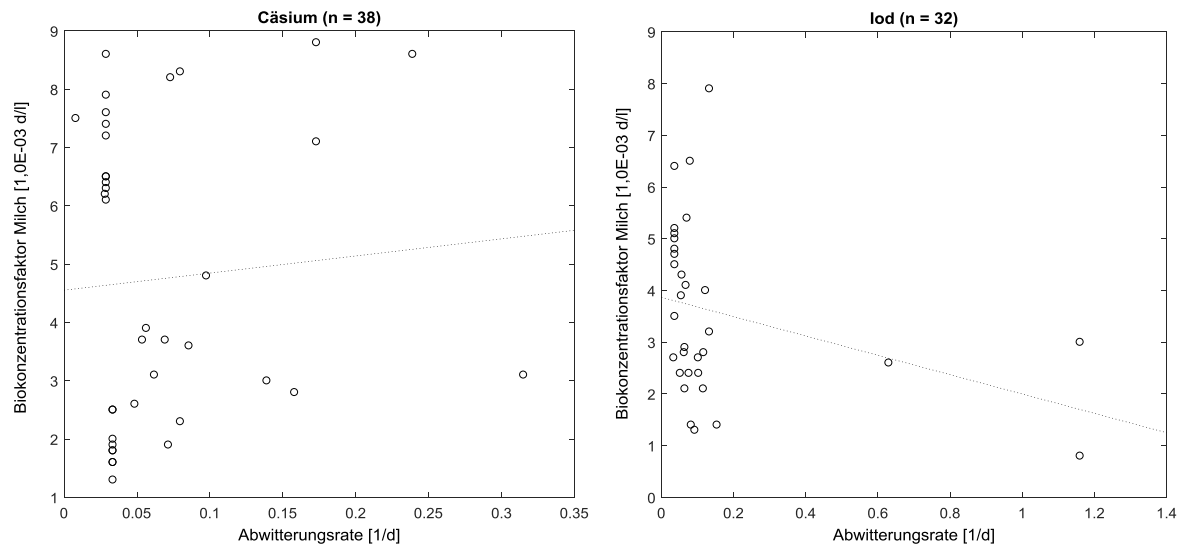
$$f_{bc,Milch} = 4,553 + 2,956\lambda_w \quad (35).$$

Der entsprechende lineare Korrelationskoeffizient ist hierbei mit  $r = 0,08$  bei sehr niedriger Signifikanz ( $p = 0,65$ ;  $\alpha = 0,05$ ) sehr unauffällig. Ein statistischer Zusammenhang kann somit anhand der vorliegenden Stichprobe nicht nachgewiesen werden.

Die Regressionsanalyse der Daten für Iod ergab dahingehend:

$$f_{bc,Milch} = 3,870 - 1,878\lambda_w \quad (36)$$

Der entsprechende Korrelationskoeffizient ist hierbei mit  $r = -0,32$  ( $p = 0,08$ ) weder besonders auffällig noch signifikant. Die Nullhypothese auf einen statistischen Zusammenhang wird bei einem Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,05$  verworfen.



**Abbildung A.1:** Gemeinsame Verteilungen der Abwitterungs-Konstante und des Biokonzentrationsfaktors für Milch (Cäsium und Iod)

Ein Zusammenhang ist damit in beiden Fällen nicht nachgewiesen, wäre jedoch insofern logisch, da mit niedriger Abwitterungs-Konstante eine längere Verweildauer auf der Pflanze, somit eine höhere Bioverfügbarkeit für das Nutztier und ergo durch die höhere Aufnahme ein (nichtlinear) steigender Biokonzentrationsfaktor verbunden wäre. Ein von der Akkumulation unabhängiger (bzw. von der Biokinetik des Nutztiers abhängiger linearer) Konzentrationskoeffizient impliziert dahingehend keinen logischen Zusammenhang mit der Abwitterung.



## A 6 Tabellarische Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse

Die nachfolgenden Tabellen A.4 und A.5 enthalten die jeweiligen Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die mittels verschiedener Ansätze probabilistisch variierten Eingangsparameter der Rechenfälle des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für  $^{135}\text{Cs}$  und  $^{129}\text{I}$ . In Tabelle A.6 sind die SOBOL'-schen Sensitivitäts-Indizes für die jeweiligen Rechenfälle des Referenz-Szenariums beider Nuklide dargestellt. Die jeweils sensitivsten Parameter ( $r, S_i \geq \pm 0,1$ ) sind rot markiert. Die Rohdaten sind ebenfalls auf dem beiliegenden Datenträger enthalten.

**Tabelle A.4:** Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die Eingangsparameter des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für  $^{135}\text{Cs}$

Parameter	PEARSON				SPEARMAN			
	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch
	$R^2 = 0,88$	$R^2 = 0,96$	$R^2 = 0,63$	$R^2 = 0,70$	$R^2 = 0,88$	$R^2 = 0,89$	$R^2 = 0,79$	$R^2 = 0,85$
$K_{d,sw}$	-1,17E-04	-1,16E-02	1,33E-02	1,92E-02	-1,85E-02	-7,38E-02	-2,08E-02	5,37E-03
$C_d$	-1,08E-02	-5,52E-03	-8,65E-04	-1,05E-02	1,52E-02	-1,46E-02	8,84E-03	-5,84E-03
$f_e$	-1,21E-02	1,84E-02	-1,88E-03	-2,16E-02	-1,63E-02	1,43E-02	-2,63E-03	-1,66E-02
$f_{bc}$ Rindfleisch	-1,92E-02	5,86E-03	8,76E-03	1,03E-03	2,00E-04	1,25E-02	3,77E-02	3,87E-03
$f_{bc}$ Schweinefleisch	1,03E-01	8,30E-02	5,21E-02	3,54E-02	1,21E-01	6,80E-02	5,60E-02	5,75E-02
$f_{bc}$ Schafffleisch	1,54E-02	7,38E-03	-3,73E-03	-8,21E-03	1,25E-03	7,99E-03	2,32E-02	1,10E-03
$f_{bc}$ Hühnerfleisch	1,95E-02	8,76E-03	1,05E-02	1,17E-02	2,74E-02	1,08E-02	1,77E-02	2,51E-02
$f_{bc}$ Milch	3,33E-01	1,47E-01	4,35E-01	2,90E-01	2,78E-01	1,45E-01	3,83E-01	2,19E-01
$f_{bc}$ Ei	-5,18E-03	1,57E-02	-1,25E-02	1,03E-02	-1,22E-02	9,80E-03	-1,70E-02	1,09E-02
$f_{ba}$	2,09E-02	7,66E-02	1,33E-02	2,80E-02	5,24E-02	1,27E-01	2,91E-02	4,64E-02
$f_t$ Blattgemüse	1,77E-02	3,96E-03	1,07E-02	-2,40E-02	2,29E-02	9,38E-03	9,06E-03	-2,19E-02
$f_t$ Getreide	1,60E-02	2,04E-02	2,54E-02	1,25E-02	2,50E-02	3,90E-02	2,33E-02	3,20E-02
$f_t$ Kartoffel	6,71E-03	2,41E-03	1,65E-02	-2,70E-02	9,35E-03	3,70E-04	2,36E-02	-7,49E-03
$f_t$ Fruchtgemüse	-3,76E-03	1,25E-02	-2,17E-02	-1,86E-02	1,59E-02	1,30E-02	-2,05E-02	-4,17E-03

Parameter	PEARSON				SPEARMAN			
	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch
	$R^2 = 0,88$	$R^2 = 0,96$	$R^2 = 0,63$	$R^2 = 0,70$	$R^2 = 0,88$	$R^2 = 0,89$	$R^2 = 0,79$	$R^2 = 0,85$
$f_t$ Obst	1,08E-02	2,09E-03	-3,77E-04	-1,72E-03	5,93E-03	7,41E-03	-5,88E-03	8,32E-03
$f_{int}$ Gras	-2,95E-02	-1,46E-02	3,50E-02	-2,99E-02	-2,64E-02	-1,93E-02	2,51E-02	-1,98E-02
$f_{int}$ Mais	-2,01E-04	-8,34E-03	2,81E-03	6,21E-04	-3,01E-03	-2,15E-02	-9,63E-03	2,76E-03
$f_{int}$ Blattgemüse	6,56E-03	2,52E-03	6,74E-03	-5,68E-03	4,62E-03	1,02E-02	-1,61E-03	-6,85E-03
$f_{int}$ Getreide	1,49E-02	-2,84E-03	1,60E-02	1,01E-02	2,66E-02	1,74E-02	2,66E-02	2,65E-02
$f_{int}$ Kartoffel	1,76E-02	2,94E-02	-1,92E-02	7,53E-03	1,66E-02	2,81E-02	-1,19E-02	-4,18E-03
$f_{int}$ Fruchtgemüse	1,47E-02	-7,28E-04	1,99E-03	-3,07E-03	2,16E-02	1,28E-02	-9,83E-04	-3,88E-03
$f_{int}$ Obst	1,38E-02	-1,42E-02	-3,61E-03	8,76E-03	1,43E-02	-1,42E-02	-1,53E-02	1,35E-02
$f_{sp}$ Gras	3,85E-01	2,34E-01	5,42E-01	3,89E-01	3,51E-01	2,44E-01	4,79E-01	3,00E-01
$f_{sp}$ Mais	1,59E-02	-2,86E-03	-1,08E-02	1,21E-02	2,09E-02	5,05E-03	-1,09E-02	6,35E-03
$f_{sp}$ Blattgemüse	7,36E-03	2,49E-02	-5,72E-03	1,77E-02	3,52E-02	5,08E-02	1,44E-02	2,68E-02
$f_{sp}$ Getreide	7,89E-01	9,37E-01	3,95E-01	6,81E-01	8,18E-01	8,77E-01	6,48E-01	8,25E-01
$f_{sp}$ Kartoffel	4,78E-02	4,96E-02	3,88E-03	3,25E-02	7,07E-02	9,12E-02	6,48E-02	8,07E-02
$f_{sp}$ Fruchtgemüse	4,11E-02	2,98E-02	2,17E-02	1,57E-02	6,03E-02	5,45E-02	2,91E-02	1,80E-02
$f_{sp}$ Obst	1,68E-03	3,93E-02	1,83E-03	1,97E-02	2,01E-02	4,96E-02	3,04E-02	1,44E-02
$\lambda_w$	-2,76E-03	1,58E-03	2,31E-02	-3,11E-02	-9,92E-03	8,85E-03	2,30E-02	-1,47E-02
$k_d$ Acker	-6,33E-03	2,83E-02	8,45E-03	1,44E-03	-2,11E-02	2,16E-02	-9,27E-03	-1,60E-02
$k_d$ Weide	-8,15E-05	1,48E-02	-1,66E-02	-1,41E-02	-1,54E-02	2,23E-04	3,12E-03	-3,11E-03

**Tabelle A.5:** Korrelationskoeffizienten nach PEARSON und SPEARMAN für die Eingangsparameter des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für <sup>129</sup>I

Parameter	PEARSON			SPEARMAN		
	Log-N (AM)	Mix	Log-N, Korrr.	Log-N	Log-N, Log-U	Log-N, korrr.
	$R^2 = 0,66$	$R^2 = 0,64$	$R^2 = 0,85$	$R^2 = 0,87$	$R^2 = 0,86$	$R^2 = 0,87$
$K_{d,sw}$	-3,09E-01	-2,93E-01	-3,72E-01	-5,21E-01	-5,07E-01	-7,33E-01
$C_d$	-6,83E-03	-1,84E-02	8,17E-03	8,08E-03	-2,51E-02	-1,59E-03
$f_e$	-6,08E-03	-2,17E-02	-7,53E-04	-1,13E-02	-2,75E-02	1,65E-02
$f_{bc}$ Rindfleisch	-1,45E-03	1,39E-02	6,50E-03	-1,29E-02	2,43E-02	1,34E-02
$f_{bc}$ Schweinefleisch	3,20E-02	2,80E-02	3,57E-02	4,13E-02	4,66E-02	5,67E-02
$f_{bc}$ Schafffleisch	2,52E-02	-2,34E-03	6,36E-04	2,94E-02	9,54E-03	1,61E-02
$f_{bc}$ Hühnerfleisch	-9,17E-03	-2,39E-02	-2,33E-03	6,52E-04	-1,96E-02	-3,48E-03
$f_{bc}$ Milch	1,61E-01	1,60E-01	1,10E-01	2,30E-01	2,12E-01	1,66E-01
$f_{bc}$ Ei	3,97E-03	-1,44E-02	2,73E-02	-8,13E-03	-2,46E-02	2,61E-02
$f_{ba}$	6,32E-01	6,14E-01	8,68E-01	5,32E-01	5,15E-01	7,33E-01
$f_t$ Blattgemüse	1,04E-02	1,96E-02	-1,90E-02	7,20E-03	7,10E-03	-7,09E-03
$f_t$ Getreide	2,43E-01	2,53E-01	2,09E-01	3,43E-01	3,59E-01	3,09E-01
$f_t$ Kartoffel	9,63E-03	6,95E-03	-7,78E-03	1,51E-02	1,71E-02	1,15E-02
$f_t$ Fruchtgemüse	4,15E-02	8,60E-03	3,08E-02	4,82E-02	2,15E-02	3,13E-02
$f_t$ Obst	4,39E-02	5,37E-02	2,86E-02	6,08E-02	7,18E-02	3,80E-02
$f_{int}$ Gras	1,22E-02	1,36E-02	-1,51E-02	1,56E-02	1,03E-02	-1,50E-02
$f_{int}$ Mais	2,93E-03	1,45E-02	1,57E-02	-5,93E-03	1,18E-02	1,91E-02
$f_{int}$ Blattgemüse	1,53E-02	7,40E-03	-1,35E-02	2,85E-03	5,52E-03	-1,35E-02
$f_{int}$ Getreide	2,55E-01	2,65E-01	2,06E-01	3,57E-01	3,65E-01	3,13E-01
$f_{int}$ Kartoffel	2,89E-02	1,43E-02	1,14E-02	2,52E-02	2,58E-02	2,88E-02
$f_{int}$ Fruchtgemüse	4,21E-02	2,57E-02	1,74E-02	5,17E-02	3,15E-02	1,58E-02
$f_{int}$ Obst	4,79E-02	8,72E-03	2,68E-02	7,00E-02	3,51E-02	4,75E-02
$f_{sp}$ Gras	-1,48E-02	5,47E-03	9,23E-03	-1,13E-02	-1,43E-02	1,56E-02

Parameter	PEARSON			SPEARMAN		
	Log-N (AM)	Mix	Log-N, Korr.	Log-N	Log-N, Log-U	Log-N, korr.
	$R^2 = 0,66$	$R^2 = 0,64$	$R^2 = 0,85$	$R^2 = 0,87$	$R^2 = 0,86$	$R^2 = 0,87$
$f_{sp}$ Mais	3,85E-03	-3,07E-03	-1,35E-02	1,06E-03	-1,97E-04	-9,61E-03
$f_{sp}$ Blattgemüse	-8,65E-03	-1,36E-02	1,54E-02	-1,19E-02	-6,31E-03	1,48E-02
$f_{sp}$ Getreide	4,39E-03	-1,50E-02	-1,99E-02	1,19E-02	-1,89E-02	-1,91E-02
$f_{sp}$ Kartoffel	4,93E-02	4,71E-02	2,44E-02	4,86E-02	7,60E-02	3,87E-02
$f_{sp}$ Fruchtgemüse	1,57E-03	2,46E-03	-2,37E-02	7,65E-04	-5,15E-03	-1,67E-02
$f_{sp}$ Obst	-5,75E-04	2,18E-02	1,08E-02	2,88E-03	2,27E-02	1,70E-02
$\lambda_w$	-9,10E-03	-6,33E-03	-1,01E-02	-2,51E-03	-9,24E-04	-2,06E-02
$k_d$ Acker	8,74E-04	1,01E-02	4,79E-03	-1,38E-02	-1,57E-02	1,72E-02
$k_d$ Weide	-2,25E-02	-2,31E-03	1,76E-03	-5,82E-03	-9,36E-03	6,62E-03

**Tabelle A.6:** Sensitivitäts-Indizes nach SOBOL' für die Eingangsparameter des Referenz-Szenariums im Rahmen der 1-D Monte-Carlo-Simulation für  $^{135}\text{Cs}$  und  $^{129}\text{I}$

Parameter	$^{135}\text{Cs}$				$^{129}\text{I}$	
	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch	Log-N	Log-N, Log-U
	$\sum S_i = 0,86$	$\sum S_i = 0,94$	$\sum S_i = 0,64$	$\sum S_i = 0,58$	$\sum S_i = 0,77$	$\sum S_i = 0,77$
$K_{d,sw}$	3,46E-04	1,98E-03	0,00E+00	4,06E-04	2,46E-01	2,39E-01
$C_d$	7,41E-04	0,00E+00	0,00E+00	6,60E-04	0,00E+00	2,15E-04
$f_e$	0,00E+00	1,07E-03	0,00E+00	1,91E-03	0,00E+00	0,00E+00
$f_{bc}$ Rindfleisch	4,96E-04	0,00E+00	1,16E-03	0,00E+00	8,02E-04	1,27E-03
$f_{bc}$ Schweinefleisch	9,60E-03	6,00E-03	2,05E-03	7,18E-04	1,37E-03	7,61E-04
$f_{bc}$ Schafffleisch	0,00E+00	0,00E+00	7,50E-04	0,00E+00	6,95E-04	7,87E-04
$f_{bc}$ Hühnerfleisch	0,00E+00	0,00E+00	1,73E-03	0,00E+00	7,95E-04	1,01E-03
$f_{bc}$ Milch	1,07E-01	1,82E-02	1,90E-01	5,07E-02	2,53E-02	2,50E-02
$f_{bc}$ Ei	0,00E+00	0,00E+00	1,01E-03	0,00E+00	0,00E+00	2,36E-03
$f_{ba}$	3,61E-04	5,90E-03	0,00E+00	6,11E-04	3,62E-01	3,61E-01
$f_t$ Blattgemüse	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	7,07E-04	0,00E+00	0,00E+00
$f_t$ Getreide	1,01E-03	4,30E-04	0,00E+00	6,07E-04	5,73E-02	6,24E-02
$f_t$ Kartoffel	6,95E-04	0,00E+00	1,17E-03	0,00E+00	9,51E-04	0,00E+00
$f_t$ Fruchtgemüse	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	1,28E-03	3,97E-04	0,00E+00
$f_t$ Obst	2,04E-03	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	2,51E-03	1,96E-03
$f_{int}$ Gras	0,00E+00	0,00E+00	1,33E-03	2,65E-03	0,00E+00	0,00E+00
$f_{int}$ Mais	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
$f_{int}$ Blattgemüse	7,06E-04	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
$f_{int}$ Getreide	3,60E-03	0,00E+00	0,00E+00	9,44E-04	6,62E-02	6,93E-02
$f_{int}$ Kartoffel	0,00E+00	7,77E-04	5,84E-04	0,00E+00	0,00E+00	1,04E-03
$f_{int}$ Fruchtgemüse	0,00E+00	2,54E-03	0,00E+00	5,02E-04	2,62E-03	3,23E-04
$f_{int}$ Obst	5,62E-05	1,31E-03	2,27E-04	0,00E+00	1,02E-03	0,00E+00
$f_{sp}$ Gras	1,36E-01	4,85E-02	2,88E-01	1,09E-01	1,63E-04	0,00E+00

Parameter	<sup>135</sup> Cs				<sup>129</sup> I	
	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch	Log-N	Log-N, Log-U
	$\sum S_i = 0,86$	$\sum S_i = 0,94$	$\sum S_i = 0,64$	$\sum S_i = 0,58$	$\sum S_i = 0,77$	$\sum S_i = 0,77$
$f_{sp}$ Mais	0,00E+00	3,33E-03	4,31E-04	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
$f_{sp}$ Blattgemüse	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	1,39E-03	3,80E-04
$f_{sp}$ Getreide	5,89E-01	8,41E-01	1,56E-01	4,05E-01	0,00E+00	9,99E-04
$f_{sp}$ Kartoffel	2,57E-03	2,93E-03	0,00E+00	7,08E-04	2,81E-03	1,86E-03
$f_{sp}$ Fruchtgemüse	8,06E-04	6,09E-04	4,15E-07	1,44E-03	0,00E+00	0,00E+00
$f_{sp}$ Obst	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00
$\lambda_w$	6,67E-04	0,00E+00	8,25E-04	5,74E-04	6,85E-04	0,00E+00
$k_d$ Acker	1,37E-04	8,44E-04	0,00E+00	0,00E+00	0,00E+00	2,36E-04
$k_d$ Weide	0,00E+00	1,25E-03	2,93E-04	3,65E-04	2,58E-04	7,08E-04

---

## A 7            **Tabellarische Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse**

Die nachfolgende Tabelle A.7 enthält die jeweiligen Dezentile der Ergebnis-CDFs für die Rechenfälle der 1-D Simulationen beider Nuklide sowie die jeweils den minimalsten und maximalsten Median beinhaltenden Ergebnis-CDFs der 2-D Simulation für Cäsium. Zudem sind die jeweiligen Verhältnisse zwischen dem Minimum und dem Maximum der Ergebnis-CDF sowie die jeweiligen Verhältnisse zwischen deren Medianen und dem DCF der deterministischen Simulation als Vergleichsmaße angegeben. Der jeweils für die Gesamtheit an Ergebnis-CDFs entsprechend kleinste Wert ist dabei grün, der größte rot markiert. Die jeweiligen zugehörigen Rohdaten sind in der Anlage enthalten.

**Tabelle A.7:** Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für <sup>135</sup>Cs und <sup>129</sup>I

Moment	<sup>135</sup> Cs							<sup>129</sup> I			
	Deterministische Simulation	1-D Simulation (Ecolego)				2-D Simulation (Crystal Ball)		Deterministische Simulation	1-D Simulation (Ecolego)		
	-	Log-N (AM)	Log-N (GM)	Log-U	empirisch	Min. im Median	Max. im Median	-	Log-N	Log-N, Log-U	Log-N, korrr.
Opt. S./Median	4,27E-05	3,24E-05	1,41E-05	2,99E-05	2,87E-05	5,82E-06	3,48E-04	1,24E-04	1,44E-04	1,46E-04	1,47E-04
Min.	1,67E-06	7,56E-06	4,04E-06	4,44E-06	5,58E-06	2,96E-06	7,25E-05	8,46E-05	1,02E-04	1,01E-04	9,87E-05
Max.	1,00E-02	2,70E-04	1,15E-04	8,68E-04	1,41E-03	9,69E-04	5,51E-03	3,75E-03	5,45E-04	6,10E-04	7,21E-04
Verh. Max./Min.	5993,65	35,70	28,45	195,42	252,55	327,51	76,04	44,31	5,36	6,10	7,30
10-Perzentil	-	1,69E-05	7,66E-06	1,02E-05	1,43E-05	4,24E-06	1,71E-04	-	1,20E-04	1,22E-04	1,19E-04
20-Perzentil	-	2,06E-05	9,18E-06	1,34E-05	1,76E-05	4,65E-06	2,15E-04	-	1,27E-04	1,29E-04	1,27E-04
30-Perzentil	-	2,43E-05	1,06E-05	1,72E-05	2,06E-05	5,03E-06	2,57E-04	-	1,33E-04	1,34E-04	1,33E-04
40-Perzentil	-	2,82E-05	1,21E-05	2,26E-05	2,41E-05	5,39E-06	2,99E-04	-	1,39E-04	1,40E-04	1,39E-04
60-Perzentil	-	3,81E-05	1,66E-05	4,12E-05	3,48E-05	6,37E-06	4,08E-04	-	1,51E-04	1,53E-04	1,56E-04
70-Perzentil	-	4,53E-05	2,01E-05	5,97E-05	4,60E-05	7,21E-06	4,81E-04	-	1,59E-04	1,61E-04	1,68E-04
80-Perzentil	-	5,55E-05	2,55E-05	8,67E-05	6,94E-05	8,94E-06	5,90E-04	-	1,72E-04	1,73E-04	1,84E-04
90-Perzentil	-	7,41E-05	3,61E-05	1,26E-04	1,04E-04	1,36E-05	7,92E-04	-	1,92E-04	1,93E-04	2,12E-04

Ergebnisse exklusive der Verhältnisse jeweils in [Sv/a pro Bq/l]



---

## Literaturverzeichnis

- ALBRECHT, A. & MIQUEL, S. (2010). Extension of sensitivity and uncertainty analysis for long term dose assessment of high level nuclear waste disposal sites to uncertainties in the human behaviour. *Journal of Environmental Radioactivity* 101, 55-67
- ANDERSON, T. W. & DARLING, D. A. (1952). Asymptotic Theory of Certain "Goodness of Fit" Criteria Based on Stochastic Processes. *The Annals of Mathematical Statistics* 23, 193-212
- ANDRA (2005). Dossier 2005 Argile. Tome Safety evaluation of a geological repository. France; Agence nationale pour la gestion des déchets radioactifs
- ANSPAUGH, L., SIMON, S., GORDEV, K., LIKHTAREV, I., MAXWELL, R. & SHINKAREV, S. (2002). Movement of radionuclides in terrestrial ecosystems by physical processes. *Health Physics* 82, 669-679
- APOSTOAEI, A. I. & MILLER, L. F. (2004). Uncertainties in Dose Coefficients from Ingestion of <sup>131</sup>I, <sup>137</sup>Cs, and <sup>90</sup>Sr. *Health Physics* 86, 460-482
- AVILA, R. & BROED, R. (2009). Quantitative Comparison of Deterministic and Probabilistic Approaches for Simple Models and a More Complex Landscape Model. In GALSON, D. A., HOOKER, P. J. & WILMOT, R. D.; *The Treatment of Uncertainty using Probability* (41-65). European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Milestone M2.1.C.1
- AVILA, R., BROED, R. & PEREIRA, A. (2003). Ecolego - A Toolbox for Radioecological Risk Assessments. International Conference on the Protection of the Environment from the Effects of Ionising Radiation, Stockholm, Sweden; 6th-10th October 2003. International Atomic Energy Agency
- AVILA, R., EKSTRÖM, P.-A. & ÅSTRAND, P.-G. (2010). Landscape dose conversion factors used in the safety assessment SR-Site. Stockholm, Sweden; Svensk Kärnbränslehantering Technical Report TR-10-06
- BADEA, A., & BOLADO, R. (2008). Review of Sensitivity Analysis Methods and Experience. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Milestone M2.1.D.4

- 
- BAES, C. & SHARP, R. (1983). A Proposal for Estimation of Soil Leaching and Leaching Constants for Use in Assessment Models. *Journal of Environmental Quality* 12, 17-28
- BARTHEL, R. & THIERFELDT, S. (2012). Vergleichende Betrachtung der probabilistischen/stochastischen und deterministischen Modellierung von Expositionen im Hinblick auf die Belastbarkeit des Modellergebnisses und die Anforderungen an die Qualität der Eingangsdaten. Bundesamt für Strahlenschutz Endbericht zum Vorhaben FKZ 3609S50002
- BECKER, A. (2003). Beitrag zur Erstellung einer Referenzbiosphäre zur Berechnung der in der Nachbetriebsphase eines Endlagers für radioaktive Stoffe hervorgerufenen potentiellen Strahlenexposition unter Berücksichtigung des Einflusses des Klimas. Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit Bericht 2003-623
- BECKER, D.-A., DESTIN, O., NORDMAN, H., BOLADO, R., DURO, L., CORMENZANA, J. L., CUÑADO, M. A., VETEŠNÍK, A., AVILA, R. & STENBERG, K. (2009a). Treatment of Parameter Uncertainty in PA. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Deliverable D2.2.A.1
- BECKER, D.-A., SPIEßL, S., RÖHLIG, K.-J., PLISCHKE, E., BOLADO-LAVIN, R., BADEA, A., CORMENZANA, J. L., SCHRÖDER, T. J., HART, J., AVILA, R., EKSTRÖM, P. A. & BROED, R. (2009b). Evaluation to Approaches to Sensitivity Analyses. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Deliverable D2.1.D.1
- BEDFORD, T. (1998). Sensitivity indices for (tree)-dependent variables. Proceedings of the second international symposium on sensitivity analysis of model output, Venice, Italy, 17-20
- BERESFORD, N. A., BROWN, J., COPPLESTONE, D., GARNIER-LAPLACE, J., HOWARD, B., LARSSON, C.-M., OUGHTON, D., PRÖHL, G. & ZINGER, I. (2007). D-ERICA: An integrated approach to the assessment and management of environmental risks from ionising radiation. Description of purpose, methodology and application. European Commission, Deliverable of the ERICA Project
- BETTONVIL, B. & KLEINJEN, J. P. (1996). Searching for important factors in Simulation models with many factors: Sequential Bifurcation. *European Journal of Operational Research* 96, 180-194

- 
- BGR (2007). Endlagerung radioaktiver Abfälle in Deutschland. Untersuchung und Bewertung von Regionen mit potenziell geeigneten Wirtsgesteinsformationen. Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe
- BIESOLD, H., ARTMANN, A., BECKER, A., & BÜRCEL, A. (2004). Abschätzung der Konservativität der Annahmen in der AVV zur Berechnung der Strahlenbelastung über den Ingestionspfad. Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit Bericht 2004-646
- BMU (2010). Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle. Stand: 30. September 2010. Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit
- BMU (2012a). Schreiben des Bundesamtes für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit auf Antrag nach dem Umweltinformationsgesetz (UIG) vom 30.07.2012
- BMU (2012b). Allgemeine Verwaltungsvorschrift zu § 47 der Strahlenschutzverordnung: Ermittlung der Strahlenexposition durch die Ableitung radioaktiver Stoffe aus kerntechnischen Anlagen oder Einrichtungen. Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit
- BOLADO-LAVIN, R., ROHLIG, K. J. & BECKER, D. A. (2008) Sensitivity analysis techniques for the performance assessment of a radioactive waste repository. Euradwaste '08 Seventh European Commission Conference on the Management and Disposal of Radioactive Waste Community Policy and Research & Training Activities, 20-22 October 2008, Luxembourg
- BOLADO, R., BADEA, A. & POOLE, M. (2009). Review of Expert Judgement Methods for Assigning PDF's. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Milestone M2.2.A.3
- BORGONOVO, E. & PLISCHKE, E. (2016). Sensitivity analysis: A review of recent advances. European Journal of Operational Research 248, 869-887
- BOX, G. E. & DRAPER, N. R. (1987). Empirical Model Building and Response Surfaces. Wiley Series in probability and Mathematical Statistics, John Wiley & Sons.
- BRATTIN, W. J., BARRY, T. M. & CHIU, N. (1996). Monte Carlo Modelling with Uncertain Probability Density Functions. Human and Ecological Risk Assessment 2, 820-840

- 
- BRD (2001). Verordnung über den Schutz vor Schäden durch ionisierende Strahlen (Strahlenschutzverordnung - StrlSchV) vom 20. Juli 2001, zuletzt geändert durch Artikel 5 der Verordnung vom 11. Dezember 2014 (BGBl. I S. 2010). Regierung der Bundesrepublik Deutschland
- BRENNWALD, M. & VAN DORP, F. (2009). Radiological risk assessment and biosphere modelling for radioactive waste disposal in Switzerland. *Journal of Environmental Radioactivity* 100, 1058-1061
- BUDNITZ, R. J., APOSTOLAKIS, G., BOORE, D. M., CLUFF, L. S., COPPERSMITH, K. J., CORNELL, C. A. & MORRIS, P. A. (1997). Recommendations for probabilistic Seismic Hazard Analysis: Guidance on the Uncertainty and Use of Experts. Washington D.C., United States of America; Nuclear Regulatory Commission Report NUREG/CR-6372
- BURMASTER, D. E. & ANDERSON, P. D. (1994). Principles of Good Practice for the Use of Monte Carlo Techniques in Human Health and Ecological Risk Assessments. *Risk Analysis* 14, 477-481
- CAFLISCH, R. E. (1998). Monte Carlo and quasi-Monte-Carlo methods. Cambridge University Press
- CAPOUET, M., GRIFFAULT, L., CORMENZANA, J. L. & BECKER, D.-A. (2009). Safety Strategy Analysis of the Evolution of the Repository System, Modelling Strategy, Sensitivity Analysis. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Deliverable D1.1.2
- CIFROY, P., DURRIEU, G. & GARNIER, J. M. (2009). Probabilistic distribution coefficients ( $K_{ds}$ ) in freshwater for radioisotopes of Ag, Am, Ba, Be, Ce, Co, Cs, I, Mn, Pu, Ra, Ru, Sb, Sr and Th: implications for uncertainty analysis of models simulating the transport of radionuclides in rivers. *Journal of Environmental Radioactivity* 100, 785-794
- COHEN, J. T., LAMPSON, M. A. & BOWERS, T. S. (1996). The Use of Two-Stage Monte Carlo Simulation Techniques to Characterize Variability and Uncertainty in Risk Analysis. *Human and Ecological Risk Assessment* 2, 939-971
- CONOVER, W. J. (1999). Practical Nonparametric Statistics. Wiley-VCH
- COUGHTREY, P. J. (1990). Radioactivity transfer to animal products. Commission of the European Communities Report EUR 12608 EN

- 
- CULLEN, A. C. & FREY, H. C. (1999). Probabilistic Techniques in Exposure Assessment. A Handbook for Dealing with Variability and Uncertainty in Models and Inputs. New York, United States of America; Plenum Press
- DESTATIS (2010). Statistisches Jahrbuch 2010. Statistisches Bundesamt
- DORMAND, J. R. & PRICE, P. J. (1980). A family of embedded Runge-Kutta formulare. Journal of Computational and Applied Mathematics 6, 19-26
- DUNNING, D. E. JR. & SCHWARZ, G. (1981). Variability of Human Thyroid Characteristics and Estimates of Dose from Ingested <sup>131</sup>I. Health Physics 40, 661-675
- ECKERMAN, K. F. & LEGGETT, R. W. (1996). DCFPAK: Dose Coefficient Data File Package for Sandia National Laboratory. Oak Ridge, United States of America: Oak Ridge National Laboratory Report ORNL/TM-13347
- EHLKEN, S. & KIRCHNER, G. (2002). Environmental processes affecting plant root uptake of radioactive trace elements and variability of transfer factor data: a review. Journal of Environmental Radioactivity 58, 97-112
- EPRI (2002). Evaluation of the Proposed High-Level Radioactive Waste Repository at Yucca Mountain Using Total System Performance Assessment, Phase 6. Palo Alto, United States of America; Electric Power Research Institute Technical Report 1003031
- EPRI (2009). Yucca Mountain Total System Performance Assessment Code (IMARC) Version 10: Model Description and Analyses. Palo Alto, United States of America; Electric Power Research Institute Report 1018712
- ERTEL, J., PARETZKE, H. & ZIEGLER, H. (1992). <sup>137</sup>Cs penetration by contact exchange through isolated plant cuticles: cuticles as asymmetric transport membranes. Plant, Cell and Environment 15, 211-219
- FAO (1994). Soil Map of the World 1 : 5.000.000. Food and Agriculture Organization of the United Nations; United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization
- FAO (2010). FAO Statistical Yearbook 2010. Food and Agriculture Organization of the United Nations

- 
- FERSON, S. (2005). Bayesian methods in risk assessments (Technical Report). Applied Biomathematics. New York, United States of America; Setauket
- FESENKO, S., HOWARD, B. J., ISAMOV, N., VOIGT, G., BERESFORD, N. A., SANZHAROVA, N. & BARNETT, C. L. (2007). Review of Russian language studies on radionuclide behavior in agricultural Animals: part 2. Transfer to milk. *Journal of Environmental Radioactivity* 98, 104-136
- FETZ, T., JÄGER, J., KÖLL, D., KRENN, G., LESSMANN, H., OBERGUGGENBERGER, M. & STARK, R. F. (2005). Fuzzy models in geotechnical engineering and construction managment. In FELLIN, W., LESSMANN, H., OBERGUGGENBERGER, M. & VIEDER, R.; *Analyzing Uncertainty in Civil Engineering* (211-239). Berlin, Heidelberg; Springer
- FÖRSTER, B., NOSECK, U. & MÖNIG, J. (2012). Auswahl geeigneter Referenzregionen. Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit Bericht A-3504
- FREY, H. C. (1992). Quantitative Analysis of Uncertainty and Variability in Environmental Policy Making American Association for the Advancement of Science. Washington, D. C., United States of America; Directorate for Science and Policy Programs
- FREY, H. C. & BURMASTER, D. E. (1999). Methods for Characterizing Variability and Uncertainty: Comparison of Bootstrap Simulation and Likelihood-Based Approaches. *Risk Analysis* 19, 109-130
- FREY, H. C. & RHODES, D. S. (1996). Characterizing, Simulating, and Analyzing Variability and Uncertainty: An Illustration of Methods Using an Air Toxics Emissions Example. *Human and Ecological Risk Assessment* 2, 762-797
- GALSON, D. A. & KHURSHEED, A. (2007). The Treatment of Uncertainty in Performance Assessment and Safety Case Development: State-of-the-Art Overview. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Milestone M1.2.1
- GELMAN, A., CARLIN, J., STERN, H., DUNSON, D., VEHTARI, A. & RUBIN, D. (2003). *Bayesian Data Analysis*. Third Edition. Chapman & Hall/CRC Press
- GILLETTE, D., BLIFFORD, I. & FRYREAR, D. (1974). The influence of wind velocity on the size distributions of aerosols generated by the wind erosion of soils. *Journal of Geophysical Research* 79, 4068-4075

- 
- HAIRER, E., NØRSETT, S. P. & WANNER, G. (1993). Solving ordinary differential equations I: Nonstiff problems. Second Edition. Berlin; Springer
- HANSS, M. (2005). Applied Fuzzy Arithmetic. An Introduction With Engineering Applications. Berlin, Heidelberg; Springer
- HARB, S. M. (2003). Natural and anthropogenic radionuclides in soils. Dissertation an der Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover
- HARR, M. E. (1987). Reliability-Based Design in Civil-Engineering. New York, United States of America; McGraw-Hill
- HELTON, J. C. (1994). Treatment of Uncertainty in Performance Assessments for Complex Systems. Risk Analysis 14, 483-511
- HELTON, J. C. & DAVIS, F. J. (2000). Sampling-based methods. In SALTELLI, A., CHAN, K. & SCOTT, E. M.; Sensitivity Analysis (101-154). Chichester, England; John Wiley & Sons
- HELTON, J. C. & DAVIS, F. J. (2003). Latin Hypercube Sampling and the Propagation of Uncertainty in Analyses of Complex Systems. Reliability Engineering & System Safety 81, 23-69
- HOFFMAN, F., THIESSEN, K. & RAEL, R. (1995). Comparison of interception and initial retention of wet-deposited contaminants on leaves of different vegetation types. Atmospheric Environment 29, 1771-1775
- HOFFMANN, F. O. (1996). The effect of distribution choice for uncertain parameters in a Monte Carlo analysis. Society for Risk Analysis Annual Meeting, Workshop on Quantitative Techniques for Analysis of Variability and Uncertainty in Exposure and Risk Assessment, New Orleans; December 8th. Society for Risk Analysis
- HOFFMANN, F. O. & HAMMONDS, J. S. (1994). Propagation of Uncertainty in Risk Assessments: The Need to Distinguish Between Uncertainty Due to Lack of Knowledge and Uncertainty Due to Variability. Risk Analysis 14, 707-712
- IAEA (1994a). Safety Indicators in different time frames for the safety assessment of underground radioactive waste repositories. International Atomic Energy Agency Technical Document 767

- 
- IAEA (1994b). Handbook of parameter values for the prediction of radionuclide transfer in temperate environments. International Atomic Energy Agency Technical Report Series 364
- IAEA (2003). "Reference Biospheres" for solid radioactive waste disposal. Report of BIOMASS Theme 1 of the BIOSphere Modelling and ASSEssment (BIOMASS) Programme. International Atomic Energy Agency
- IAEA (2006). The classification of soil systems on the basis of transfer factors of radionuclides from soil to reference plants. Proceedings of a final research coordination meeting organized by the Joint FAO/IAEA Programme of Nuclear Techniques in Food and Agriculture held in Chania, Crete; 22-26 September 2003. International Atomic Energy Agency Technical Document 1497
- IAEA (2009). Quantification of Radionuclide Transfer in Terrestrial and Freshwater Environments for Radiological Assessments. Atomic Energy Agency Technical Document 1616
- IAEA (2010). Handbook of Parameter Values for the Prediction of Radionuclide Transfer in Terrestrial and Freshwater Environments. International Atomic Energy Agency Technical Reports Series 472
- IAEA (2011). Disposal of Radioactive Waste. International Atomic Energy Agency Specific Safety Requirements 5
- ICRP (1975). Report of the Task Group on Reference Man. International Commission on Radiological Protection Publication 23, Pergamon Press
- ICRP (1994). Human Respiratory Tract Model for Radiological Protection. International Commission on Radiological Protection Publication 66, Annals of the ICRP 24 (1-3)
- ICRP (2000). Radiation protection recommendations as applied to the disposal of long-lived solid radioactive waste. International Commission on Radiological Protection Publication 81, Annals of the ICRP 28 (4)
- ICRP (2002). Basic Anatomical and Physiological Data for Use in Radiological Protection Reference Values. International Commission on Radiological Protection Publication 89, Annals of the ICRP 32 (3-4)



- 
- ICRP (2006a). Human Alimentary Tract Model for Radiological Protection. International Commission on Radiological Protection Publication 100, Annals of the ICRP 36 (1-2)
- ICRP (2006b). Assessing dose of the representative person for the purpose of radiation protection of the public and The optimisation of radiological protection: Broadening the process. International Commission on Radiological Protection Publication 101. Annals of the ICRP 36 (3)
- ICRP (2007). The 2007 Recommendations of the International Commission on Radiological Protection. International Commission on Radiological Protection Publication 103, Annals of the ICRP 37 (2-4)
- ICRP (2009). Adult Reference Computational Phantoms. International Commission on Radiological Protection Publication 110, Annals of the ICRP 39 (2)
- ICRP (2012). Compendium of Dose Coefficients based on ICRP Publication 60. International Commission on Radiological Protection Publication 119, Annals of the ICRP 41 (s)
- ICRP (2013). Radiological Protection in Geological Disposal of Long-lived Solid Radioactive Waste. International Commission on Radiological Protection Publication 122, Annals of the ICRP 42 (3)
- IMAN, R. L. & CONOVER, W. J. (1982). A Distribution-Free Approach to Inducing Rank Correlation among Input Variables. Communications in Statistics - Simulation and Computation 11, 311-334
- IMAN, R. L. & CONOVER, W. J. (1983). A Modern Approach to Statistics. New York, United States of America; John Wiley & Sons
- IMAN, R. L. & HELTON, J. C. (1985). A Comparison of Uncertainty and Sensitivity Analysis Techniques for Computer Models. Albuquerque, United States of America; Sandia National Laboratories
- IMAN, R. L., HELTON, J. C. & CAMPBELL, J. E. (1981). An Approach to Sensitivity Analysis of Computer Models, Part 1. Introduction, Input Variable Selection and Preliminary Variable Assessment. Journal of Quality Technology 13, 174-183
- IUR (1989). IVth Report of the Working Group Soil-to-Plant Transfer Factors. Report of the Working Group Meeting in Gttannen, Grimselpass, Switzerland, May 24-26, 1989. Bilthoven, the Netherlands; RIVM

- 
- IUR (1992). Protocol developed by the Working Group on Soil to Plant Transfer, 1982-1992. Saint-Paul-lez-Durance, France; International Union of Radioecology
- JONES, J., VAHLUND, F. & KAUTSKY, U. (2004). Tensit - a novel probabilistic simulation tool for safety assessments. Tests and verifications using biosphere models. Stockholm, Sweden; Svensk Kärnbränslehantering Technical Report TR-04-07
- KIRCHNER, G. (1994). Transport of Iodine and Cesium via the Grass-Cow-Milk pathway after the Chernobyl accident. Health Physics 66, 653-665
- KIRCHNER, G. (2009). Use of reference biospheres for proving the long-term safety of radioactive waste repositories. Journal of Environmental Radioactivity 100, 435-437
- KIRCHNER, G. & STEINER, M. (2008). Uncertainties in radioecological assessment models - Their nature and approaches to reduce them. Applied Radiation and Isotopes 66, 1750-1753
- KIRCHNER, G., STREBL, F., BOSSEW, P., EHLKEN, S. & GERZABEK, M. H. (2009). Vertical migration of radionuclides in undisturbed grassland soils. Journal of Environmental Radioactivity 100, 716-720
- KOMMISSION LAGERUNG HOCH RADIOAKTIVER ABFALLSTOFFE (2016). Abschlussbericht der Kommission Lagerung hoch radioaktiver Abfallstoffe. Bericht K-Drs. 268
- KTBL (2009). Faustzahlen für die Landwirtschaft. 14. Auflage. Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft
- KUCHERENKO, S., FEIL, B., SHAH, N. & MAUNTZ, W. (2011). The identification of model effective dimensions using global sensitivity analysis. Reliability Engineering & System Safety 96, 440-449
- KUHLMANN, S., PLISCHKE, E. & RÖHLIG, K.-J. (2015). Optimierung der numerischen Effizienz von Verfahren zur Sensitivitätsanalyse im Hinblick auf Modelle zur Analyse der Langzeitsicherheit von Endlagern. Technische Universität Clausthal, Institut für Endlagerforschung
- KÜPPERS, C. (2008). Endlagerung wärmeentwickelnder radioaktiver Abfälle in Deutschland. Anhang Strahlenexposition. Radiologische Auswirkungen eines Endlagers für wärmeentwickelnde Abfälle. Öko-Institut & Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit Bericht 247

- 
- L'ECUYER, P. (2010). Pseudorandom number generators. In CONT, R.; Encyclopedia of Quantitative Finance (1431-1437). New York, United States of America; Wiley
- LAND, C. E. (1971). Confidence intervals for linear functions of the normal mean and variance. *Annals of Mathematical Statistics* 42, 1187-1207
- LAND, C. E. (1988). Hypothesis Tests and Intervall Estimates. In CROW, E. L. & SHIMIZU, K.; Lognormal-Distributions, Theory and Applications (87-112). New York, United States of America; Marcel Dekker
- LARUE, J., BALTES, B., FISCHER, H., FRIELING, G., KOCK, I., NAVARRO, M. & SEHER, H. (2013). Radiologische Konsequenzenanalyse, Bericht zum Arbeitspaket 10, Vorläufige Sicherheitsanalyse für den Standort Gorleben. Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit Bericht 289
- LIVENS, F. & BAXTER, M. (1988). Chemical association of artificial radionuclides in West Cumbrian soils. *Journal of Environmental Radioactivity* 7, 75-86
- LYON, B. F. & LAND, C. E. (1999). Computation of Confidence Limits for Linear Functions of the Normal Mean and Variance. Oak Ridge, United States of America: Oak Ridge National Laboratory Report ORNL/TM-1999/245
- MAGILL, J., PFENNIG, G., DREHER, R. & SÓTI, Z. (2012). Karlsruher Nuklidkarte. 8. Auflage. Lage; Neocleonica
- MARIVOET, J., BEUTH, T., ALONSO, J. & BECKER, D.-A. (2008). Task reports for the first group of topics: Safety Functions, Definition and Assessment of Scenarios, Uncertainty Management and Uncertainty Analysis, Safety Indicators and Performance/Function Indicators. European Commission, Performance Assessment Methodologies in Application to Guide the Development of the Safety Case (PAMINA) Deliverable D1.1.1
- MATHWORKS (2014). Matlab®, Version R2014a (8.3.0.532)
- MCKAY, M. D., CONOVER, W. J. & BECKMAN, R. J. (1979). A comparison of three methods for selecting values of input variables in the analysis of output from a computer code. *Technometrics* 21, 239-245

- 
- MISHRA, S. (2002). Assigning probability distributions to input parameters of performance assessment models. Stockholm, Sweden; Svensk Kärnbränslehantering Technical Report TR-02-11
- MÖNIG, J., BAILEY, L., CAPOUET, M., ABRAHAM, V. L., SEVOUGIAN, S. D. & GIERSEWSKI, P. (2012). Treatment of uncertainties. In NEA, Methods for Safety Assessment of Geological Disposal Facilities for Radioactive Waste. Outcomes of the NEA MeSA Initiative (195-214). Organisation for Economic Co-operation and Development-Nuclear Energy Agency Report 6923
- MOFRAD, F. B., TEHRANI-FARD, A. A., AKHLAGHPoor, S., HORI, M., CHEN, Y.-W. & SATO, Y. (2010). Statistical construction of a Japanese male liver phantom for internal radionuclide dosimetry. Radiation Protection Dosimetry 140, 140-148
- MORRIS, M. D. (1991). Factorial Sampling Plans for Preliminary Computational Experiments. Technometrics 33, 161-174
- MÜLLER, H. & PRÖHL, G. (1993). ECOSYS - A dynamic model for assessing radiological consequences of nuclear accidents. Health Physics 64, 232-252
- MÜLLER, M. J. (1996). Handbuch ausgewählter Klimastationen der Erde. 5. Auflage. Forschungsstelle Bodenerosion der Universität Trier Mertesdorf
- MURPHY, B. L. (1998). Dealing with uncertainty in risk assessment. Human and Ecological Risk Assessment: An International Journal, 685-699
- NEA (1991). Disposal of Radioactive Waste: Review of Safety Assessment Methods. Organisation for Economic Co-operation and Development-Nuclear Energy Agency
- NEA (2006). Consideration of timescales in post-closure safety of geological disposal of radioactive waste. Organisation for Economic Co-operation and Development-Nuclear Energy Agency, Integration Group for the Safety Case Report RWM/IGSC(2006)3
- NEA (2012). Indicators in the Safety Case. A report of the Integrated Group on the Safety Case (IGSC). Organisation for Economic Co-operation and Development-Nuclear Energy Agency Report RWM/R(2012)7

- 
- NG, Y. C., THOMPSON, S. E. & COLSHER, C. S. (1984). Soil-to-Plant Concentration Factors for Radiological Assessments, Final report. Livermore, United States of America; Livermore National Laboratory, National Technical Information Service Report NUREG/CR-2975 UCID-19463
- OLSSON, U. (2005). Confidence Intervals for the Mean of a Log-Normal Distribution. *Journal of Statistics Education* 13
- OLYSLAEGERS, G., ZEEVAERT, T., PINEDO, P., SIMON, I., PRÖHL, G., KOWE, R., CHEN, Q., MOBBS, S., BERGSTRÖM, U., HALLBERG, B., KATONA, T., EGED, K. & KANYAR, B. (2005). A comparative radiological assessment of five European biosphere systems in the context of potential contamination of well water from the hypothetical disposal of radioactive waste. *Journal of Radiological Protection* 25, 375-391
- ORACLE (2013). Oracle® Crystal Ball User's Guide, Version 11.1.2.3. Oracle Enterprise Performance Management System
- PALISADE (2010). Benutzerhandbuch für @RISK Risikoanalysen- und Simulations-Add-In für Microsoft® Excel, Version 5.7, September, 2010. Palisade Corporation
- PEARSON, K. (1905). On the general theory of skew correlation and non-linear regression, vol. XIV of mathematical contributions to the theory of evolution. London, United Kingdom; Drapers' Company Research Memoirs, Dulau & Co (reprinted in: *Early Statistical Papers*, Cambridge, United Kingdom; Cambridge University Press)
- PINEDO, P., THORNE, M., EGAN, M., CALVEZ, M. & KAUTSKY, U. (2005). Consideration of environmental change in performance assessments. *Journal of Environmental Radioactivity* 84, 185-209
- PLISCHKE, E. (2010). An effective algorithm for computing global sensitivity indices (EASI). *Reliability Engineering & System Safety* 95, 354-360
- PLISCHKE, E. (2012). How to compute variance-based sensitivity indicators with your spreadsheet software. *Environmental Modelling & Software* 35, 188-191
- QUINTESSA, GEOFIRMA ENGINEERING & SENES CONSULTANTS (2011). Postclosure Safety Assessment. Nuclear Waste Management Organization - Deep Geologic Repository - Technical Report NWMO-DGR-TR-2011-25

---

POSIVA (2012). Safety Case for the Disposal of Spent Nuclear Fuel at Olkiluoto - Synthesis 2012.

Posiva Report 2012-12; Olkiluoto, Finland

POSIVA (2013). Safety case for the spent nuclear fuel disposal at Olkiluoto - Biosphere Assessment

2012. Posiva Report 2012-10; Olkiluoto, Finland

PRÖHL, G. (1990). Modellierung der Radionuklidausbreitung in Nahrungsketten nach Deposition von Strontium-90, Cäsium-137 und Jod-131 auf landwirtschaftlich genutzte Flächen.

Gesellschaft für Strahlenforschung - Nationales Forschungszentrum für Umwelt und Gesundheit, Institut für Strahlenschutz Bericht 29/90

PRÖHL, G. (2009). Interception of dry and wet deposited radionuclides by vegetation. Journal of Environmental Radioactivity 100, 675-682

PRÖHL, G. & HOFFMAN, F. O. (1996). Radionuclide interception and loss processes in vegetation.

Modelling of radionuclide interception and loss processes in vegetation and of transfer in semi-natural ecosystems. Second report of the VAMP Terrestrial Working Group.

International Atomic Energy Agency Technical Document 857

PRÖHL, G. & MÜLLER, H. (1996). Radiation exposure from radionuclides in ground water: an uncertainty analysis for selected exposure scenarios. Radiation and Environmental Biophysics 35, 205-218

PRÖHL, G. & GERING, F. (2002). Dosiskonversionsfaktoren zur Berechnung der Strahlenexposition in der Nachbetriebsphase von Endlagern nach dem Entwurf der Allgemeinen Verwaltungsvorschrift zu § 47 Strahlenschutzverordnung in Anlehnung an die Vorgehensweise im Rahmen des Planfeststellung(sverfahrens des geplanten Endlagers Konrad). Bundesamt für Strahlenschutz

PRÖHL, G., OLYSLAEGERS, G., ZEEVAERT, T., KANYAR, B., PINEDO, P., SIMÓN, I., BERGSTRÖM, U., HALLBERG, B., MOBBS, S., CHEN, Q. & KOWE, R. (2004). Biosphere models for safety assessment of radioactive waste disposal. Gesellschaft für Strahlenforschung - Nationales Forschungszentrum für Umwelt und Gesundheit, Institut für Strahlenschutz Bericht 06/04

- 
- PRÖHL, G., OLYSLAEGERS, G., KANYAR, B., P. P., BERGSTRÖM, U., MOBBS, S., EGED, K., KATONA, T., SIMÓN, I.,  
HALLBERG, U. B., CHEN, Q., KOWE, R. & ZEEVAERT, T. (2005). Development and comparison of five  
site-specific biosphere models for safety assessment of radioactive waste disposal. *Journal  
of Radiological Protection* 25, 343-373
- RÖHLIG, K.-J., VAN LUIK, A., SCHNEIDER, J., GRIFFAULT, L., GIERSEWSKI, P., NOSECK, U., MÖNIG, J., NAVARRO, M.,  
FORINASH, E., ANDERSSON, J. & BENNETT, D. (2012). *Methods for Safety Assessment of Geological  
Disposal Facilities for Radioactive Waste. Outcomes of the NEA MeSA Initiative.*  
Organisation for Economic Co-operation and Development-Nuclear Energy Agency Report  
6923
- RSK & SSK (2008). *Gemeinsame Stellungnahme der RSK und SSK zum GRS-Bericht  
"Sicherheitsanforderungen an die Endlagerung hochradioaktiver Abfälle in tiefen  
geologischen Formationen". Stellungnahme der Strahlenschutzkommission und Reaktor-  
Sicherheitskommission*
- SALTELLI, A. (2000). Fortune and future of sensitivity analysis. In SALTELLI, A., CHAN, K. & SCOTT, E. M.;  
*Sensitivity Analysis* (421-426). Chichester, England; John Wiley & Sons
- SALTELLI, A. (2002). Making best use of model evaluations to compute sensitivity indices. *Computer  
Physics Communication* 145, 280-297
- SALTELLI, A., CHAN, K., & SCOTT, M. (2000). *Sensitivity Analysis.* Chichester, England; John Wiley & Sons
- SALTELLI, A., RATTO, M., ANDRES, T., CAMPOLONGO, F., CARIBONI, J., GATELLI, D., SAISANA, M. & TARANTOLA, S.  
(2008). *Global Sensitivity Analysis. The Primer.* Chichester, England; John Wiley & Sons
- SALTELLI, A., TARANTOLA, S. & CHAN, K. (1999). A quantitative model-independent method for global  
sensitivity analysis of model output. *Technometrics* 41, 39-56
- SCHEFFER, F. & SCHACHTSCHABEL, P. (2002). *Lehrbuch der Bodenkunde.* Heidelberg; Spektrum  
Akademischer Verlag
- SEILER, F. A. & ALVAREZ, J. L. (1996). On the Selection of Distributions for Stochastic Variables. *Risk  
Analysis* 16 5-18

- 
- SEMIOSHKINA, N., STAUDT, C., KAISER, C., PRÖHL, G., FAHRENHOLZ, C. & NOSECK, U. (2012). Consideration of Climate Changes in Biosphere Modelling for Performance Assessment. Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit Bericht 299
- SIMON-CORNU, M., BEAUGELIN-SEILLER, K., BOYER, P., GARCIA-SANCHEZ, L., MOURLON, C., NICOLAUD, V., SY, M. & GONZE, M. A. (2015). Evaluating variability and uncertainty in radiological impact assessment using SYMBIOSE. *Journal of Environmental Radioactivity* 139, 91-102
- SMITH, A. E., RYAN, P. B. & EVANS, J. S. (1992). The Effect of Neglecting Correlations When Propagating Uncertainty and Estimating the Population Distribution of Risk. *Risk Analysis* 12, 467-474
- SMITH, G. M., MERINO, J. & KOZAK, M. (2008). Uncertainty and variability in biosphere dose conversion factors for the groundwater release scenario for Yucca Mountain. Proceedings of the 2008 International High-Level Radioactive Waste Management Conference, Las Vegas; 7-11 September. American Nuclear Society
- SOBOL', I. M. (1967). On the distribution of points in a cube and the approximate evaluation of integrals. *USSR Computational Mathematics and Mathematical Physics* 7, 86-112
- SOBOL', I. M. (1976). Uniformly distributed sequences with an additional uniform property. *USSR Computational Mathematics and Mathematical Physics* 16, 236-242
- SOBOL', I. M. (1993). Sensitivity Estimates for Nonlinear Mathematical Models. *Mathematical Modelling and Computational Experiment* 1, 407-414
- SOBOL', I. M., TARANTOLA, S., GATELLI, D., KUCHERENKO, S. & MAUNTZ, W. (2007). Estimating the approximation error when fixing unessential factors in global sensitivity analysis. *Reliability Engineering & System Safety* 92, 957-960
- SKB (2011). Long-term safety for the final repository for spent nuclear fuel at Forsmark. Main report of the SR-Site project. Svensk Kärnbränslehantering Technical Report TR-11-01; Stockholm, Sweden
- SSK (2013). Ermittlung der Strahlenexposition. Empfehlung der Strahlenschutzkommission. Verabschiedet in der 263. Sitzung der Strahlenschutzkommission am 12. September 2013



- 
- STAUDT, C., SEMIOSHKINA, N. & KAISER, J. C. (2013a). Fachliche Unterstützung des BfS bei der Erstellung von Referenzbiosphärenmodellen für den radiologischen Langzeitsicherheitsnachweis von Endlagern - Modellierung des Radionuklidtransports in Biosphärenobjekten. Bundesamt für Strahlenschutz Resortforschungsbericht 78/13
- STAUDT, C., SEMIOSHKINA, N., KAISER, J. C. & PRÖHL, G. (2013b). Modeling the impact of climate change in Germany with biosphere models for long-term safety assessment of nuclear waste repositories. *Journal of Environmental Radioactivity* 115, 214-223
- STURGES, H. A. (1926). The choice of a class interval. *Journal of the American Statistical Association* 21, 65-66
- TARANTOLA, S., GATELLI, D., & MARA, T. (2006). Random balance designs for the estimation of first order global sensitivity indices. *Reliability Engineering & System Safety* 91, 717-727
- TILL, J. E. & GROGAN, H. A. (2008). *Radiological Risk Assessment and Environmental Analysis*. Oxford University Press
- TURÁNYI, T. & RABITZ, H. (2000). Local Methods. In SALTELLI, A., CHAN, K. & SCOTT, E. M.; *Sensitivity Analysis* (81-99). Chichester, England; John Wiley & Sons.
- UNSCEAR (2012). *Sources, Effects and Risks of ionizing Radiation*. United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation Report 2012
- USEPA (2001). *Risk Assessment Guidance for Superfund: Vol. III - Part A, Process for Conducting Probabilistic Risk Assessment*. Washington D. C., United States of America; United States Environmental Protection Agency, Office of Emergency and Remedial Response
- VENABLES, W. N. & RIPLEY, B. D. (1997). *Modern Applied Statistics with S-PLUS*. Second Edition. New York, United States of America; Springer
- VOSE, D. (1996). *A Guide to Monte Carlo Simulation Modelling*. New York, United States of America; John Wiley & Sons
- WALKE, R., THORNE, M. & LIMER, L. (2011). *NDA RWMD Biosphere Assessment Studies FY2010-2011: Biosphere Assessment Model*. Nuclear Decommissioning Authority-Radioactive Waste Management Directorate Report QRS-1378ZM-4 Version 1.0

---

WARD, G. M. & JOHNSON, J. E. (1986). Validity of the Term Transfer Coefficient. Health Physics 50,  
411-414